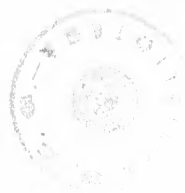


x-96-079534-x



**UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA**  
**INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**

**MESTRADO EM: Economia Monetária e Financeira**

**DETERMINANTES DO SALÁRIO: CAPITAL HUMANO VERSUS  
SALÁRIO DE EFICIÊNCIA**

**PAULO JORGE MARTINS DIAS**

**Orientação: Prof<sup>a</sup>. Doutora Graça Leão Fernandes**

**Constituição do Júri:**

**Presidente: Doutora Margarida Maria Simões Chagas Lopes, professora auxiliar do  
Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa;**

**Vogais: Doutora Maria Manuela Martins Pinheiro de Magalhães Hill, professora associada  
do Instituto Superior de Ciências Sociais do Trabalho e da Empresa;**

**Doutora Graça Maria Justina Leão Fernandes, professora auxiliar do Instituto  
Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.**

**Outubro/1998**

## **AGRADECIMENTOS**

Em primeiro lugar queria agradecer à minha orientadora, Prof<sup>a</sup>. Doutora Graça Leão Fernandes, o tempo que me dedicou não só na orientação científica como, também, na resolução de problemas de índole mais prático.

Em segundo lugar agradeço ao Departamento de Estatística do Trabalho, Emprego e Formação Profissional do Ministério do Trabalho e Solidariedade (DETEFP-MTS) a pronta disponibilização dos dados, que se encontram na posse do Departamento de Estudos, Prospectiva e Planeamento (DEPP-MTS), para o meu estudo.

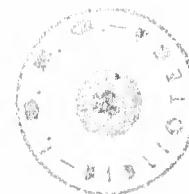
Não podia deixar de mencionar honrosamente o serviço, onde trabalho, o Departamento de Estudos, Prospectiva e Planeamento (DEPP-MTS) e à Subdirectora-geral Dr.<sup>a</sup> Henriqueta Almeida Matias. Tive a possibilidade de me dedicar, não poucas vezes, no tempo de serviço à feitura da minha tese.

Por fim, agradeço ao Prof. Doutor Paulo Madruga e Dr. José Luís Albuquerque a ajuda que me prestaram sobretudo no tratamento primário dos dados e à Dr.<sup>a</sup> Margarida Machado o apoio logístico que me soube dar.

Quero distinguir neste momento, também, a Odete Aranha e a Ilda Costa pelo apoio moral, que graças às duas nunca me faltou.

**Obrigado, e até à próxima! Eu hei de precisar mais vezes da vossa ajuda.**

# ÍNDICE



RESUMO	pág. 4
ABSTRACT	5
LISTA DE QUADROS	6
LISTA DE FIGURAS	7
INTRODUÇÃO	8
1. OS MODELOS TEÓRICOS	10
1.1 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO	10
1.1.1 O modelo teórico.....	10
1.1.2 A evidência empírica.....	17
1.2 A TEORIA DO SALÁRIO DE EFICIÊNCIA	23
1.2.1 O modelo teórico .....	23
1.2.2 A evidência empírica.....	35
2. OS DADOS	43
2.1 A AMOSTRA	43
2.2 AS VARIÁVEIS	46
2.3 A METODOLOGIA	52
3. OS RESULTADOS EMPÍRICOS	57
3.1 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO	57
3.2 A TEORIA DO SALÁRIO DE EFICIÊNCIA	68
3.2.1 A dimensão da empresa, o peso da mão de obra pouco qualificada, o volume de vendas e o poder de mercado.....	68
3.2.2 As diferenças salariais intersectoriais.....	76
3.2.3 As correlações entre classes sócioprofissionais..	89
3.3 OUTROS FACTORES EXPLICATIVOS	91
CONCLUSÃO	94
ANEXO	97
BIBLIOGRAFIA	107

## RESUMO

A teoria dominante na explicação da formação dos salários era até aos anos de oitenta a teoria neoclássica, na forma da teoria do capital humano. No entanto, estudos empíricos dos anos oitenta revelaram a existência de diferenças salariais persistentes entre trabalhadores com características comparáveis, aparentemente não explicáveis pela teoria neoclássica. Surgiram, então, outras teorias, não walrasianas, no domínio da formação dos salários.

A teoria do salário de eficiência, sendo uma das teorias da nova era, postula que uma empresa pode manter em equilíbrio um salário acima do da concorrência perfeita, apesar da existência de um excesso de oferta de mão de obra.

Este trabalho testa a validade empírica da teoria do capital humano e da teoria do salário de eficiência na determinação do ganho em Portugal (Continente), nos anos de 1992 e 1995. Conclui-se que nenhuma das duas teorias em causa consegue explicar, sozinha, a formação salarial de uma forma satisfatória. As duas teorias, em vez de concorrentes, apresentam-se como complementares, fornecendo-nos uma a informação do lado da oferta da mão de obra e, a outra, os factores condicionantes do lado da procura. Estudaram-se, ainda, as diferenças salariais intersectoriais com base na metodologia proposta por Krueger e Summers(1988) e Haisken-DeNew e Schmidt(1997). Em Portugal existem significativas diferenças salariais intersectoriais, mesmo depois de controlado o efeito do capital humano e de outros factores, cuja disparidade situa o nosso país no grupo de países com maior disparidade salarial intersectorial.

**Palavras chave:** equação de ganho, capital humano, rentabilidade da educação, salário de eficiência, dimensão da empresa, diferenças salariais intersectoriais

## ABSTRACT

The neo-classical framework, represented by the human capital theory, was until the eighties the dominant theory in explaining the wage formation. Never the less, empirical studies in the eighties reveal the existence of significant durable wage differentials between equally skilled workers running against the fundamentals of the neo-classical theory. New theories of wage determination, outside of the neo-classical competitive framework, emerged.

The efficiency wage theory, one of the new theories, demonstrates that the firm may raise wages, in equilibrium, above the level given by the neo-classical theory, causing involuntary unemployment.

This paper performs an empirical test of the human capital theory and the efficiency wage theory in explaining, for the years 1992 and 1995, the wage level in Portugal. None of the two theories alone is able to explain the wage level in a satisfactory fashion. We should see them further as complementing than as concurring with each other. One describes labour supply and, the other, the labour demand. The inter-industry wage differentials were calculated and analysed in the manner suggested by Krueger and Summers (1988) and Haisken-DeNew and Schmidt (1997). There are significant inter-industry wage differentials in Portugal, even after controlling for human capital variables and other aspects. The dispersion of these differentials seems so high that we can classify Portugal in the group of countries with the highest dispersion of the inter-industry wage differentials.

**Keywords:** Wages, Specific Human Capital, Education, Efficiency Wages, Market Performance, Inter-Industry Wage Differentials

## LISTA DE QUADROS

2.1.1	Alguns dados referentes aos Quadros de Pessoal .....	pág. 43
2.1.2	Breve caracterização da amostra.....	45
3.1.1	Coeficientes das variáveis contínuas.....	57
3.1.2	Efeito das classes de idade sobre o ganho.....	58
3.1.3	Efeito das classes de experiência sobre o ganho .....	59
3.1.4	Efeito dos níveis de habilitação sobre o ganho.....	61
3.1.5	Taxa de rentabilidade entre níveis de habilitação subsequentes.....	62
3.1.6	Efeito dos níveis de qualificação sobre o ganho.....	64
3.1.7	Efeito dos níveis de profissão sobre o ganho em 1992 .....	65
3.1.8	Efeito dos níveis de profissão sobre o ganho em 1995.....	66
3.2.1.1	Efeito da dimensão de empresa sobre o ganho.....	70
3.2.1.2	Efeito do peso da mão de obra pouco qualificada na empresa sobre o ganho.....	71
3.2.1.3	Efeito do volume de vendas por pessoas ao serviço sobre o ganho .....	72
3.2.1.4	Coeficientes das variáveis contínuas.....	75
3.2.2.1	Diferenças salariais intersectoriais em relação à média da economia em 1992.....	82
3.2.2.2	Diferenças salariais intersectoriais em relação à média da economia em 1995.....	84-85
3.2.2.3	Desvio padrão ajustado e ponderado dos efeitos salariais sectoriais .....	86
3.2.2.4	Desvio padrão ajustado e ponderado, $DP_{KS}$ , para alguns países.....	87
3.2.3.1	A correlação entre o efeito salarial das profissões em 1992...	89
3.2.3.2	A correlação entre o efeito salarial das profissões em 1995...	90
3.3.1	Efeito do sexo e do tempo parcial sobre o ganho .....	91
3.3.2	Efeito da localização distrital da empresa sobre o ganho.....	92

# LISTA DE FIGURAS

1.2.1.1	A curva de eficiência .....	pág. 24
1.2.1.2	Equilíbrio de mercado e o salário de eficiência.....	27
1.2.1.3	Custo por unidade de eficiência e grupos populacionais diferentes .....	33
3.1.1	Efeito acumulado da idade (Ida), experiência (Exp), antiguidade (Ant) e escolaridade (Esc) sobre o ganho, 1992 e 1995.....	67
3.2.1.1	Efeito salarial do poder de mercado da empresa, 1992 e 1995.....	74

## INTRODUÇÃO

A formação salarial e a sua disparidade assentavam até aos anos oitenta numa fundamentação neoclássica: a teoria do capital humano e a teoria das diferenças compensadoras.

A primeira explica diferenças salariais na base de dotações diferentes de capital humano entre indivíduos. Um indivíduo que investe na sua formação será mais produtivo e ganhará, consequentemente, mais.

A segunda admite que, mesmo no quadro da concorrência perfeita, possam existir diferenças entre indivíduos equiprodutivos se um enfrentar piores condições de trabalho do que o outro.

Os estudos empíricos dos anos oitenta e noventa revelam a existência de diferenças salariais significativas entre indivíduos com características comparáveis. Diferenças essas, que a teoria dominante de então, aparentemente, não consegue reproduzir convincentemente.

Surgiram, consequentemente, outras teorias explicativas da formação salarial, que ostentam como traço comum o abandono de alguns pressupostos da teoria neoclássica. Umas põem em causa o ambiente concorrencial dos mercados, outras a simetria da informação dos agentes de mercado, outras a certeza temporal, outras, ainda, a unicidade do mercado de trabalho.

A teoria do salário de eficiência, apesar de assentar num ambiente concorrencial dos mercados, demonstra que uma empresa pode estabelecer um salário de equilíbrio superior ao da teoria neoclássica, existindo, desta forma, em equilíbrio desemprego involuntário.

O presente estudo confrontará a teoria do capital humano com a teoria do salário de eficiência na explicação da formação dos salários em Portugal (Continente) nos anos de 1992 e 1995. No seio deste estudo dar-se-á um relevo especial à questão das diferenças salariais intersectoriais, dado a importância que tem assumido na disputa em causa.

O trabalho desenrola-se ao longo de três eixos-capítulos, fundamentais:

O primeiro capítulo apresenta as duas teorias propriamente ditas e a evidência empírica, nacional e internacional, a comprová-las.



No segundo capítulo expõe-se a amostra, as variáveis e a metodologia subjacente ao trabalho empírico, cujos resultados se apresentam, como não podia deixar de ser, no último capítulo deste estudo.

Este trabalho não terá a ousadia de arbitrar, em definitivo, entre as duas teorias. O mérito dele encontra-se, tão e somente, na reprodução de alguns resultados já verificados, desta ou de outra forma, para outros países

# 1. OS MODELOS TEÓRICOS

## 1.1 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO

### 1.1.1 O modelo teórico

O livre jogo da oferta e procura do factor trabalho num mercado de concorrência perfeita estabelece na **teoria neoclássica** o preço e a quantidade de trabalho. O salário de equilíbrio assim encontrado, deriva do comportamento racional dos dois tipos de agentes que actuam no mercado de trabalho, o agente que oferece o factor trabalho, designado por trabalhador, e o agente que procura o factor trabalho, designado por empresa. Os dois agentes estão perfeitamente informados e não têm nenhum poder de mercado, actuando como price-takers. Toda a informação reflecte-se nos preços, o que assegura uma afectação óptima dos factores produtivos. O trabalhador, maximizando o seu bem-estar, arbitrando entre consumo e tempo livre, e a empresa, que maximiza o lucro. Desta forma, seguindo os pressupostos da maximização do lucro, cada factor de produção será remunerado na medida em que a sua receita marginal iguala o seu custo marginal. Para o factor trabalho, conclui-se que o salário iguala o valor do produto marginal do trabalho, ou ainda, o salário real iguala a produtividade<sup>1</sup>. Assim, o salário só aumenta na medida em que aumenta o seu contributo para o produto da empresa. Um salário real alto implica uma produtividade alta e, devido à própria natureza da função de produção, implica, também, menos emprego. Neste tipo de situação, a existir desemprego, só poderá ser voluntário. O próprio factor trabalho tem uma natureza homogénea. Qualquer tipo de discriminação salarial entre indivíduos só poderá ser friccional ou explicar-se pela teoria das diferenças compensadoras.

A **teoria do capital humano** comunga o essencial dos pressupostos da teoria neoclássica acima sistematizada. A sua diferença, se quisermos, mais-valia, em relação à teoria

---

<sup>1</sup> Emprega-se "produtividade" como sinónimo de "produto marginal".

neoclássica situa-se precisamente no tratamento do factor trabalho. O trabalho não é um factor homogéneo, mas heterogéneo. Esta heterogeneidade do factor trabalho, baseada na qualidade, foi de uma importância decisiva para explicar o residual de Solow<sup>2</sup>. Esta teoria revelou outra explicação para as diferenças salariais: as diferenças justificam-se pelas discrepâncias de produtividade, ou qualidade, inerentes ao factor trabalho. A oferta de trabalho de cada indivíduo não só difere na quantidade como na qualidade. Esta qualidade, que se reveste no stock específico de capacidade produtiva, "o capital humano", de cada trabalhador, tem um carácter intertemporal. O stock de capital humano de cada indivíduo varia com o tempo, dependendo das aptidões que ele ao longo do tempo adquire e da apreciação ou depreciação das aptidões já adquiridas. Cada indivíduo, tendo em conta as suas limitações pessoais, tem a sua estratégia pessoal de aquisição de capital humano. A sequência óptima do seu investimento em capital humano é escolhida de forma que maximize o valor actualizado dos salários futuros descontados dos custos de formação. O salário continua a depender da produtividade de cada indivíduo. Consequentemente, diferenças salariais, ou diferenças de produtividade, entre indivíduos reduzem-se a diferentes estratégias de investimento em capital humano dos indivíduos em causa. Todas as diferenças salariais que não são explicadas por esta teoria terão uma expressão transitória. O factor trabalho não é mais do que um bem de investimento, no qual se investe conforme a taxa de rentabilidade pretendida.

Algumas das características-chaves, inerentes a esta teoria, deduzem-se de uma maneira relativamente simples.

Indivíduos que adquirem mais formação, na escola ou no posto de trabalho, do que os outros incorrem num custo de oportunidade (Willis (1986)). Os formandos auferem, durante a sua formação, menos do que se não tivessem formação. Esta formação traduz-se num aumento de

---

<sup>2</sup> A teoria do capital humano nasceu no intuito de explicar o crescimento "excessivo" do produto nos EUA. Crescimento, que não se conseguia explicar cabalmente com a quantidade dos factores produtivos tradicionais (Schultz (1961)). A evolução da quantidade dos factores produtivos, dada a função de produção, não é, por si, suficiente para explicar o crescimento económico dos EUA. Este residual entre o crescimento económico observado e o crescimento estimado pela função produção foi primeiro evocado por Solow (1957), e tende a ser explicado pelas diferenças qualitativas do factor trabalho.

produtividade e de salário no período pós formação. Um aumento de salário que compensa o custo de oportunidade incorrido no período da formação. Este custo de formação por parte do indivíduo é encarado como investimento. E como, no caso de qualquer investimento, o investimento na formação só se efectuará se a sua rentabilidade for superior à rentabilidade do investimento alternativo.

Quais são então os factores que influem na decisão de um indivíduo adquirir formação? Para responder a esta questão, comecemos por analisar a expressão (1.1.1.1). O valor actualizado das receitas esperadas de formação,  $R$ , apresenta-se da seguinte forma:

$$R = \sum_{t=1}^N k_t (1+i)^{-t} \quad (1.1.1.1)$$

$k_t$  = Receita esperada da formação no ano  $t$

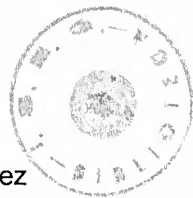
$i$  = taxa de juro do investimento alternativo (de mercado)

$N$  = tempo de vida activa após a formação, em anos

O indivíduo compara então o custo de formação<sup>3</sup>,  $C$ , o montante salarial não auferido durante o período de formação, com o valor actualizado das receitas esperadas,  $R$ . O investimento em formação só se efectuará, se  $R > C$ . Ou de outra forma, o indivíduo só investe na formação se a taxa de rentabilidade interna da formação<sup>4</sup>,  $r$ , for superior à taxa de juro de mercado,  $i$  (Willis (1986) e Siebert (1985)). Repare-se que quanto mais dilatado for o tempo de vida activa após o período de formação,  $N$ , e quanto menor a taxa de juro de mercado,  $i$ , maior será a receita esperada da formação. Ressalta desde já uma preposição da teoria em destaque: a formação valoriza-se cada vez menos com o aumento de idade do indivíduo. A formação perde com a aproximação do final de vida activa do indivíduo qualquer carácter de investimento. Quando  $N = 0$  o indivíduo só investe em formação se ela for gratuita.

<sup>3</sup> Abstrai-se aqui dos outros custos de formação.

<sup>4</sup> A taxa de rentabilidade interna da formação é a taxa de desconto que iguala o valor actualizado das receitas esperadas da formação ao custo. Futuramente, menciona-se a "taxa de rentabilidade" como sinónimo da "taxa de rentabilidade interna".



O salário tem ao longo da vida activa de um indivíduo um perfil convexo. Aumenta cada vez menos no decorrer dos anos e a partir de uma certa idade começa, possivelmente, a decair lentamente. Como se explica este perfil idade-salário ? O modelo Ben-Porath (1967) de acumulação óptima de capital, e outros modelos do mesmo tipo, dão uma resposta adequada a esta questão. Um indivíduo que tente maximizar o valor actualizado do seu salário ao longo da vida, arbitrando o tempo que dispõe entre o emprego e formação, optará pelo seguinte perfil idade-salário, que se compõe por três fases.

No início da sua vida, fase I, o indivíduo dedica-se exclusivamente à formação escolar acumulando capital humano. Neste período inicial, a formação apresenta uma rentabilidade elevadíssima, em grande parte, devido ao longo período de vida activa que espera o indivíduo depois da formação escolar. Após a finalização da formação escolar, fase II, emprega-se mas continua a despende certa fracção do seu tempo na formação. O indivíduo aceitará inicialmente o emprego mais mal pago em troca da formação que lhe possibilita esse emprego. Ele aceita este sacrifício salarial na expectativa de se ver mais do que compensado ao longo da sua vida activa futura. Com o aproximar do final da sua vida activa, a fracção de tempo despendida em formação, acumulação de stock de capital humano, tenderá a diminuir. Possivelmente, chegará um momento em que a depreciação ultrapassará a acumulação do capital humano. O salário tenderá a estabilizar e até a regredir. Na fase III, o indivíduo encontra-se na reforma deixando consequentemente de investir em formação<sup>5</sup>.

A implementação empírica dos modelos de stock de capital humano óptimo revela-se difícil. Mincer (1974) tentou incorporar as características chave dos modelos do tipo Ben-Porath (1967) num modelo mais pragmático. Mincer (1974) deduz a seguinte relação entre o salário,  $w$ , a formação escolar,  $S$ , e a formação pós escolar, experiência no mercado de trabalho,  $X$  (Psacharopoulos e Layard (1979) e Siebert (1985))<sup>6</sup>:

$$\ln w = \ln E_0 - a + r_s S + (r_p a + b + \frac{b}{2} r_p) X - \frac{r_p}{2} b X^2 \quad (1.1.1.2)$$

<sup>5</sup> Veja-se Siebert (1985) para uma discussão mais aprofundada deste modelo.

$E_0$  = Stock de capital humano no início da vida escolar

$a$  = Fracção do tempo dedicada à formação no primeiro ano depois de ter abandonado a escola

$b$  = Aumento anual médio da fracção de tempo dedicada ao emprego após ter abandonado a escola

$r_s$  = Rentabilidade da formação escolar

$r_p$  = Rentabilidade da formação pós escolar

Mincer(1974) estima a equação ( 1.1.1.2) da seguinte forma:

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + u \quad (1.1.1.3)$$

com  $X$ = idade actual — (  $S + 6$  anos)

Esta equação (1.1.1.3) é conhecida como função de salário standard ou função de salário minceriana. O coeficiente  $\beta_1$  representa a taxa de rentabilidade da formação escolar,  $r_s$ , considerada constante para cada ano escolar. A convexidade do perfil idade-salário reflecte-se num coeficiente negativo de  $\beta_3$ <sup>7</sup>. A taxa de rentabilidade da formação pós escolar,  $r_p$ , obtém-se da seguinte forma,  $r_p = - 2\beta_3 / b$

Até agora assumiu-se que as condições específicas da empresa, onde o indivíduo se encontra empregado, não desempenham nenhum papel na acumulação do capital humano. Becker (1975), enriqueceu a formalização proposta por Mincer (1974) com a distinção explícita entre capital humano geral e capital humano específico na formação do salário. Enquanto que o

---

<sup>6</sup> Repare-se que Mincer (1974) não parte de uma igualdade da taxa de rentabilidade da formação escolar e da formação pós escolar, ao contrário de Ben-Porath (1967).

<sup>7</sup> Psacharopoulos e Layard (1979) incluíram vários termos de interacção nesta função. Mincer (1974) conclui que os termos de interacção e uma possível não linearidade da escolaridade se revelam estatisticamente insignificantes quando se controla o tempo de trabalho.

investimento transferível entre empresas, também designado por capital humano geral, aumenta a produtividade em qualquer empresa e de igual forma, o capital humano específico é um investimento que só é passível de rentabilização na própria empresa. Quanto mais estável e duradoura julgar um trabalhador a sua relação laboral com a empresa, mais disposto estará a investir em capital humano específico (Bartel e Borjas (1978)). Consequentemente, até trabalhadores mais velhos, que recentemente mudaram de empresa, estarão dispostos a aumentar o seu investimento em capital humano. Assim, o decréscimo monótono do stock de capital humano e do salário, que se espera a partir de uma certa idade, não é um dado adquirido (Siebert (1985)). No entanto, o investimento em capital humano específico põe o problema da partilha dos custos de formação, o que não se verifica para o caso do capital humano geral<sup>8</sup>. Se a empresa suportar, na totalidade, os custos da formação específica, também, tenderá a reclamar a totalidade dos proveitos derivados da formação. Dado que o trabalhador não terá nenhum incentivo em ficar na empresa depois da formação, a empresa corre o risco de perder todo o investimento específico efectuado, se o trabalhador se decidir pelo abandono. Se for o trabalhador a suportar todo o custo de formação, também, será ele a reivindicar todo o proveito. Neste caso, falta à empresa qualquer incentivo para manter o trabalhador depois da formação<sup>9</sup>. Visto estes dois casos extremos, parece mais do que evidente, que a empresa e o trabalhador terão que partilhar os custos de formação para que os dois estejam interessados em manter a relação laboral depois do período de formação. A taxa de abandono deve, então, relacionar-se inversamente com o grau de participação do trabalhador no custo de formação. Porém, persiste como Felli e Harris (1996) bem realçam um problema teórico. Se o capital humano geral aumenta a produtividade em qualquer empresa, a competição entre elas assegurará ao trabalhador pelo menos parte do retorno desse investimento. Pelo contrário, se o capital humano específico incrementar a produtividade

---

<sup>8</sup> No caso do capital humano geral, o indivíduo não só suporta o custo da formação na totalidade como desfruta de todo o proveito. Se uma empresa negar-lhe parte do proveito o indivíduo muda-se de empresa.

<sup>9</sup> O trabalhador perderá todo o investimento realizado se a empresa o dispensar, visto que mais nenhuma empresa valoriza este tipo de investimento.

somente numa empresa, não haverá competição entre empresas por esse capital. Então, qual é o mecanismo que assegurará ao trabalhador um retorno desse investimento<sup>10</sup>?

Esta componente específica na acumulação de capital humano introduz uma alteração à função de salário minceriana:

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + \beta_4 T + \beta_5 T^2 + u \quad (1.1.1.4.)$$

O investimento em capital humano específico mede-se através da antiguidade na empresa em anos,  $T$ . Para a antiguidade espera-se, tal como para a experiência, um perfil convexo no relacionamento com o salário.

A relação positiva entre formação escolar e produtividade foi alvo de contestação, ao longo dos anos, por um conjunto de teorias:

- A Teoria do Sinal defende que a produtividade não se define pela capacidade individual, mas sim pelo próprio tipo de emprego. Numa situação de excesso de stock de capital humano, os indivíduos concorrem pelos empregos e não pelos salários. A educação ou qualquer outro tipo de atributo pessoal apresentam-se como irrelevantes na determinação da produtividade. A educação serve para a empresa como indicador de adequação ao posto de trabalho, por outras palavras, a educação contribui para a empregabilidade e não para uma maior produtividade (Spence (1974) e Arrow (1973)).

- Para a Teoria do Filtro, a educação, ou o ensino escolar, serve no essencial para pôr a nu as capacidades produtivas intrínsecas a um indivíduo. Segundo esta teoria, quem tiver sucesso no ensino escolar também será um trabalhador produtivo para a empresa. Como se denota, a produtividade revela-se, ao contrário da teoria anterior, como um atributo inato de um trabalhador.

---

<sup>10</sup> Felli e Harris (1996) constroem um modelo estratégico que descreve em que circunstâncias o trabalhador consegue uma valorização salarial do seu investimento específico no mercado de trabalho.



- Para a Teoria da Socialização, o ensino serve para dividir a sociedade em segmentos. A empresa sabendo de que segmento social quer recrutar um trabalhador utiliza a educação como indicador do segmento social pretendido.

Qualquer uma destas teorias, acima enunciadas, nega à educação um efeito produtivo directo. A formação escolar apresenta-se muito mais como meio do que como fim. A modelização empírica destes modelos tem-se revelado de difícil implementação.

### **1.1.2 A evidência empírica**

Empiricamente, esta teoria tem-se centrado fundamentalmente na pesquisa em três grandes campos.

Primeiro, a estimativa da taxa de rentabilidade da formação escolar, no intuito de comparar a rentabilidade ao longo do tempo e entre vários países, e, também, de ajuizar o impacto de políticas governativas.

Segundo, esta teoria serve de fundamentação de possíveis focos de discriminação sexual ou racial na remuneração do trabalho.

Terceiro, tem-se explorado esta teoria nas suas múltiplas vertentes e confrontado o desempenho dela, na explicação da formação dos salários, com teorias concorrentes.

Como já referido, o primeiro grande foco de interesse desta teoria centrou-se na estimação de taxas de rentabilidade da formação escolar (Hanoch (1967), Becker (1964), Mincer (1974) e Psacharopoulos (1981, 1985)). Repare-se que esta teoria fundamenta claramente um intervencionismo por parte do estado na formação (Siebert (1985)). Estas taxas de rentabilidade estimam-se para vários países e, vulgarmente, segundo as duas especificações acima referidas, (1.1.1.3) e (1.1.1.4)<sup>11</sup>. Levantam-se algumas objecções à medição da

---

<sup>11</sup> Existem outras variantes do modelo (1.1.1.4), incluindo mais variáveis do que as apresentadas em (1.1.1.4) essencialmente para corrigir um possível enviesamento das estimativas.

escolaridade,  $S$ , como variável contínua. A taxa de rentabilidade da formação escolar não é necessariamente igual para todos os anos escolares. O salário parece ser muito mais uma função descontínua dos níveis de habilitação alcançados. Assim, devia-se introduzir a escolaridade como uma variável dummy, que desse conta dos diferentes níveis de habilitação. Os vários estudos empíricos têm revelado uma taxa de rentabilidade escolar consistente com a teoria, mas sujeita a alguns enviesamentos. As fontes de um possível enviesamento das estimativas da taxa de rentabilidade escolar são múltiplas. O enviesamento pela capacidade<sup>12</sup> surge quando a capacidade individual se correlaciona positivamente com o desempenho escolar e, também, positivamente com o salário (Harmon e Walker (1995). Espera-se que indivíduos mais capazes ou que venham de ambientes familiares mais promissores tenham um melhor desempenho escolar e auferam um salário mais alto. Põe-se igualmente o problema da endogeneidade da variável escolaridade (Willis (1986), Siebert (1985) e Harmon e Walker(1995)). Assim, a taxa de rentabilidade escolar estaria sobreavaliada se não se controlasse o ambiente familiar e a capacidade individual de cada um. A medição da capacidade individual e do ambiente familiar<sup>13</sup> levanta graves problemas<sup>14</sup> (Willis (1986) e Siebert (1985)). Uma outra fonte importante de um possível enviesamento, neste caso para baixo, da taxa de rentabilidade são os erros de medição da escolaridade (Blackburn e Neumark (1995)) e a questão das diferenças compensadoras (Taubmann (1975), Lucas (1977), Duncan e Stafford (1980), Hartog (1980), Brown (1980)). Estudos empíricos que tentam controlar o enviesamento devido à capacidade individual<sup>15</sup> e aos erros de medição<sup>16</sup> reviram as estimativas da taxa de rentabilidade escolar para cima (Ashenfelter e Krueger (1994), Ashenfelter e Zimmerman (1993) e Harmon e Walker(1995)). No entanto, esta questão do enviesamento merece ainda algum cuidado, visto que muitos outros estudos apontam para a

---

<sup>12</sup> Em inglês: "ability bias".

<sup>13</sup> Estudos efectuados com irmãos e gémeos mostram que o ambiente familiar não tem um efeito tão forte como se esperava (Taubmann (1976)).

<sup>14</sup> Boas bases de dados que agreguem para cada indivíduo a sua capacidade, o ambiente familiar, a formação escolar e o salário são quase inexistentes. Além de outro problema: Como medir a capacidade individual?

<sup>15</sup> Alguns estudos utilizam proxies para a capacidade individual, como o quociente IQ (Griliches (1977) e Blackburn e Neumark (1993). Outros tentam instrumentalizar a variável escolaridade (Angrist e Krueger (1992), Card (1993), Butcher e Case (1994) e Harmon e Walker (1995).

<sup>16</sup> Através de uma instrumentalização da escolaridade (Ashenfelter e Krueger (1994)).

sua insignificância estatística<sup>17</sup> (Card (1993), Butcher e Case (1994), Willis (1986) e Siebert (1985)).

Também a qualidade da formação parece ter um papel na formação salarial, mas não se conseguiu até agora apurar ao certo qual a sua real dimensão (Ribich e Murphy (1975), Taubman (1975) e Siebert (1985)).

Cohn e Shahin (1995) apontam que a taxa de rentabilidade escolar depende fortemente do ajustamento do nível habilitacional do indivíduo à sua ocupação profissional. Desta forma, o indivíduo pode ter habilitações escolares a mais, "overschooling", ou a menos, "underschooling", em relação à função que desempenha. Este desajustamento qualitativo penaliza a taxa de rentabilidade da formação escolar.

O estudo da discriminação salarial baseada em atributos como o sexo e a etnia tem-se servido desta teoria como instrumento de trabalho ( Duncan (1996), Fichtenbaum e Gyimah-Brempong (1997))

Outro campo de estudo neste âmbito tem sido a exploração exaustiva dos múltiplos aspectos desta teoria. Estimam-se modelos com várias especificações e com variáveis que tentam ilustrar esta teoria de uma forma mais abrangente, nomeadamente, tentando medir os efeitos marginais da experiência no mercado de trabalho e da antiguidade na empresa (Lheritier (1992), Alderman et alii (1996), Bayet(1996) e Araï et alii (1996)). Certos autores apontam que o salário não se parece relacionar sistematicamente com a antiguidade na empresa, fazendo eco à dúvida levantada por Felli e Harris (1996), mencionada anteriormente (Abraham e Farber (1987) e Altonji e Shakotko (1987)). No entanto, a evidência empírica inclina-se ultimamente para a existência, de facto, de uma relação positiva entre o salário e a antiguidade (Topel (1991)). Destacam-se aqui também novos aspectos. O acompanhamento longitudinal de um indivíduo permite traçar-lhe o seu percurso profissional. Esta questão da carreira profissional contínua ou descontínua, com mobilidade entre empresas ou dentro da mesma empresa complementa e revê algum do conhecimento até agora adquirido (Lollivier e Payen (1990),

---

<sup>17</sup> Card (1993) e Butcher e Case (1994) apesar de apontarem um enviesamento, referem que

Bayet(1996) e Simonnet (1996)). Lollivier e Payen (1990) consideram que a própria geração, à qual o trabalhador pertence, revela um efeito mensurável sobre o salário. O efeito específico da própria empresa na fixação salarial surge como marco destacado. Bayet(1996) destaca que a taxa de rentabilidade da formação escolar superior diminui consideravelmente com a introdução do efeito específico de empresa, e conclui que existe uma relação forte entre os trabalhadores mais habilitados e as empresas que remuneram melhor. Um claro incentivo à mudança de empresa. Na linha do trabalho pioneiro de Krueger e Summers (1988), alguns autores tem confrontado esta teoria com os seus pontos fracos, a aparente incapacidade de racionalizar as diferenças salariais intersectoriais entre indivíduos idênticos, e tentam explicar estas diferenças salariais com teorias concorrentes, nomeadamente a teoria do salário de eficiência<sup>18</sup> (Plassard e Tahar (1990), Lheritier (1992) e Araï et alii (1996)).

Estas diferenças salariais interempresas e intersectoriais de indivíduos idênticos são um enorme desafio à teoria do capital humano.

No entanto, a simples existência de diferenças salariais não explicadas pelos modelos empíricos subjacentes à teoria de capital humano, não é, por si só, suficiente para pôr em causa a teoria. Assim, a modelização empírica tem revelado algumas dificuldades na validação da teoria. Pode-se dar o caso em que os diferenciais salariais só subsistirem como fenómeno empírico e não teórico. Existem três pressupostos conformes com a teoria do capital humano que explicam possíveis diferenciais salariais:

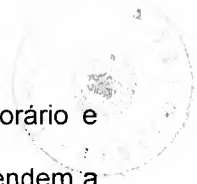
- 1) Diferenças compensadoras — Esta teoria é resumida por Siebert (1985, pg.35) da seguinte forma: "... , comparando dois indivíduos com a mesma educação e experiência, o que tiver o emprego mais "sujo" terá que auferir um salário superior." Ou seja, a própria teoria neoclássica prevê que indivíduos em situação perfeitamente comparável, com níveis de produtividade igual, auferam salários desiguais se o indivíduo com o salário mais alto está a ser compensado por trabalhar em condições de trabalho adversas<sup>19</sup> ( Rosen (1986)).

---

este não se mostra estatisticamente relevante (Harmon e Walker (1995).

<sup>18</sup> Uma discussão dos estudos que confrontam a teoria do capital humano com a teoria do salário de eficiência far-se-á no ponto 1.2.2.

<sup>19</sup> Esta teoria remonta a Adam Smith.

- 
- 2) Desajustamento friccional do mercado de trabalho — Um desajustamento temporário e parcial entre a procura e oferta de trabalho pode causar diferenças salariais que tendem a extinguir-se quando o mercado de trabalho atingir o equilíbrio.
  - 3) Problemas de modelização da teoria - Diferenças salariais podem subsistir devido a uma modelização manifestamente insuficiente da teoria. Assim, é possível que certas empresas paguem realmente salários conforme os pressupostos desta teoria. No entanto, devido a uma modelização incapaz de revelar toda a amplitude da dimensão do stock de capital humano, rejeita-se, ou pelo menos, põe-se em causa a teoria do capital humano na determinação dos salários nessas empresas. Este é o típico problema da existência de variáveis, reveladoras do stock de capital humano do indivíduo, não observadas. Também, a medição de algumas variáveis levanta grandes dúvidas. A experiência profissional não só advém do tempo de presença no mercado de trabalho, como do próprio tipo de carreira subjacente. Uma mudança de empresa, uma entrada tardia no mercado de trabalho ou mesmo uma passagem pelo desemprego não terão o mesmo tipo de recompensa por parte da empresa, apesar de se somarem para os mesmos anos de experiência profissional. As estimativas publicadas baseiam-se normalmente num inquérito feito num dado momento a um certo indivíduo em vez de se basearem em dados longitudinais, questionando o mesmo indivíduo em diferentes momentos, e acompanhando, desta maneira, a sua carreira profissional inteira. Seria a única forma de estimar a produtividade de cada indivíduo.

No entanto a evidência empírica tem-se mostrado incapaz de validar cabalmente estas três hipóteses explicativas das diferenças salariais. Vários trabalhos empíricos apontam para outras hipóteses, não subjacentes à teoria clássica, na explicação de discrepâncias salariais sistemáticas entre indivíduos que se encontram em situação de aparente igualdade<sup>20</sup>.

Para o caso português não abundam os estudos empíricos. Porém, também aqui, centrou-se o interesse, primeiramente, na estimação da taxa de rentabilidade da formação escolar.

---

<sup>20</sup> Veja-se o ponto 1.2.2.

Magalhães e Abecassis (1992) estimaram funções de salário por sexo do tipo (1.1.1.4) baseadas numa amostra de 27645 trabalhadores dos Quadros de Pessoal de 1986. Os autores enunciam que este tipo de função salário explica 45% da variação observada do logaritmo das remunerações dos homens e 50% da das mulheres. A taxa de rentabilidade da formação escolar,  $r_s$ , estima-se de duas formas. Uma vez estima-se como a taxa de rentabilidade de mais um ano de formação escolar, sendo  $S$  uma variável contínua, e apontando-se uma taxa de rentabilidade de 10,7% para os homens contra uma de 11,6% para as mulheres. Uma outra vez, estima-se a taxa de rentabilidade dos níveis de habilitação obtidos, sendo  $S$  agora uma variável discreta, salientando-se que o bacharelato se revela como o nível de habilitação mais rentável para os homens contra a licenciatura no caso feminino<sup>21</sup>.

O tema da discriminação salarial entre sexos, também, tem merecido algum desenvolvimento empírico para Portugal. Vieira (1992), baseando-se numa amostra de 3944 trabalhadores dos Açores, aplica a "abordagem convencional" (Oaxaca (1973)) na decomposição das diferenças salariais entre sexos numa componente baseada nas diferenças de produtividade e numa segunda componente que retrata a discriminação salarial. Segundo este autor a componente discriminatória é superior à da produtividade na decomposição das diferenças salariais entre sexos.

Ribeiro e Hill (1996) utilizam uma amostra de 1024 trabalhadores do sector restaurantes e hotéis dos Quadros de Pessoal de 1992 para especificarem três modelos explicativos da discriminação salarial: o modelo de capital humano, o modelo da segregação ocupacional e o modelo do valor comparável. Os autores, no decorrer do seu trabalho, constatarem que se regista um "salário diferente para trabalho igual".

Machado e Mata (1997) estudam a distribuição salarial portuguesa em 1994 com base no método da regressão em quantis. O efeito das variáveis do capital humano é analisado separadamente nos vários pontos da distribuição. Os autores concluem, entre outros aspectos, que a educação contribuiu para uma maior desigualdade salarial nos anos noventa.

---

<sup>21</sup> A rentabilidade dos níveis de habilitação mede-se em relação ao grupo de trabalhadores "sem escolaridade de 4 anos".

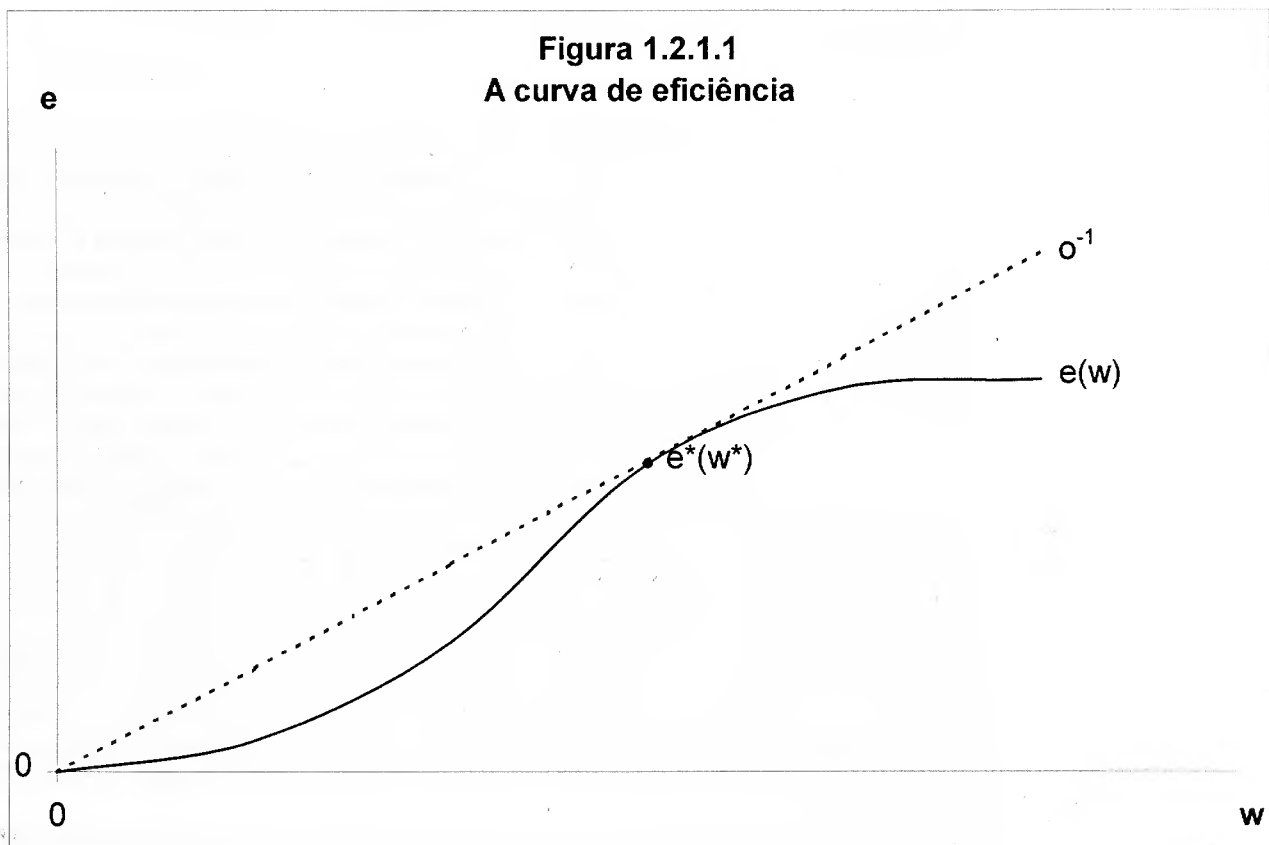
## 1.2 A TEORIA DO SALÁRIO DE EFICIÊNCIA

### 1.2.1 O modelo teórico

Num mercado de trabalho walrasiano ou neoclássico, estabelece-se, através do mecanismo do preço, um equilíbrio perfeito entre a procura e oferta de trabalho, a lei da procura e oferta. Quando existe desemprego involuntário baixam os salários reais para que se restabeleça o equilíbrio no mercado. A lei do preço único é outra das características walrasianas, que postula que trabalhadores com atributos perfeitamente equivalentes auferam o mesmo salário. Ora, estas duas leis da teoria neoclássica carecem até ao momento de uma validação empírica satisfatória. As **teorias não walrasianas de fixação dos salários**, da qual faz parte a teoria do salário de eficiência, tentam responder a estas duas questões, para as quais a teoria neoclássica não tem resposta: Como explicar a coexistência de um desemprego involuntário persistente com uma rigidez dos salários reais? E, porque é que trabalhadores equivalentes auferem salários diferentes?

A **teoria do salário de eficiência** tenta dar uma resposta ao dilema, acima enunciado. Assim, apesar de se verificar um excesso de oferta de trabalho, as empresas recusam-se simplesmente a reduzir os salários. Esta teoria destaca que a redução de salários não traz só benefícios, mas também custos à empresa. Desta forma aponta, que a produtividade de um trabalhador depende do salário que ele auferir. Repare-se, que a teoria neoclássica postula uma causalidade inversa. Então, pode ser perfeitamente razoável do ponto de vista da maximização de lucro uma fixação de um salário, o salário de eficiência,  $w^*$ , acima do que se verificaria na teoria neoclássica, o salário de equilíbrio walrasiano,  $w^{Wal}$ , sob certas hipóteses. No entanto, a racionalidade subjacente a esta fixação de salários é a racionalidade de um “price-maker” e não de um “price-taker”. Pressupõe-se que a produtividade é uma função

monótona crescente do salário<sup>22</sup>. Resta, de seguida, o apuramento das hipóteses subjacentes à recusa racional da redução dos salários por parte da empresa.



Sendo o esforço produtivo,  $e$ , despendido por um trabalhador na sua tarefa uma função monotonamente crescente do salário,  $w$ , que ele auferir:

$$e = e(w), \quad e' > 0 \quad (1.2.1.1)$$

Esta função, também conhecida pela curva de eficiência (Figura 1.2.1.1), tem uma forma peculiar. No início, encontra-se uma zona em que um aumento do salário aumenta mais que proporcionalmente o esforço. A partir de um certo salário,  $w^*$ , inverte-se essa relação, um aumento do salário aumenta menos que proporcionalmente o esforço.

<sup>22</sup> Esta hipótese já tinha sido referido por Adam Smith, Marshall e Sismondi (Krueger and Summers (1988)).



Se uma empresa pretender escolher um salário, que minimize o custo por unidade de eficiência,  $o$ , enfrentará o seguinte problema:

$$\underset{w}{\text{Min}} o(w, e) \quad o = w/e$$

A solução deste problema é a seguinte<sup>23</sup>:

$$\Rightarrow o'(w) = 0$$

$$\Leftrightarrow e'(w) = \frac{e}{w} = o^{-1} \quad (1.2.1.2)$$

$$\Leftrightarrow e'(w) \frac{w}{e} = 1 \quad (1.2.1.3)$$

$$\Leftrightarrow \frac{w}{e} = w'(e) \quad (1.2.1.4)$$

O salário, que minimiza o custo por unidade de eficiência, chama-se o salário de eficiência,  $w^*$ . O salário de eficiência representa o salário correspondente ao ponto de tangência entre a curva de eficiência e a mais elevada (inclinada) das rectas que igualam o inverso do custo por unidade de eficiência (1.2.1.2). A elasticidade do esforço em relação ao salário é no salário de eficiência igual à unidade (1.2.1.3). O que quer dizer, como acima referido, que abaixo do salário de eficiência aumenta o esforço mais que proporcionalmente em relação ao salário, e acima do salário de eficiência cresce o salário mais que proporcionalmente que o esforço.

Supondo que existem  $N$  empresas idênticas e competitivas. E que cada empresa prossegue o objectivo da maximização do lucro<sup>24</sup>:

$$\pi = y - wl,$$

Em que  $y$  é o produto, valorizado pelo seu preço, e  $l$  representa a quantidade de mão de obra.

<sup>23</sup> Supõe-se que a condição suficiente também esteja preenchida.

<sup>24</sup> Veja-se Romer (1996) para uma descrição mais aprofundada do modelo.

O produto da empresa tanto depende da quantidade da mão de obra como do esforço produtivo despendido pelos trabalhadores<sup>25</sup>, isto é, a quantidade de unidades de eficiência disponíveis na empresa:

$$y = f(el) \quad f' > 0, f'' < 0$$

Em que o esforço se relaciona de forma positiva com o salário (1.2.1.1). Consequentemente, cada empresa maximiza a seguinte função objectivo:

$$\text{Max}_{w,l} \pi(w,l) = f(e(w)l) - wl$$

Se a empresa não sofrer restrições em  $w$  ou  $l$ , ou seja, se a oferta de mão de obra superar a procura, verificando-se uma situação de desemprego involuntário, a empresa pode resolver incondicionalmente o problema da seguinte forma:

$$\Rightarrow \begin{bmatrix} \pi'(l) = 0 \\ \pi'(w) = 0 \end{bmatrix} \Leftrightarrow \begin{bmatrix} f'(e(w)l)e(w) = w \\ f'(e(w)l)e'(w) = 1 \end{bmatrix} \quad \begin{matrix} (1.2.1.5) \\ (1.2.1.6) \end{matrix}$$

Resolvendo (1.2.1.5) em função de  $f'(e(w)l)$  e introduzindo em (1.2.1.6) obtemos:

$$\Leftrightarrow \frac{w}{e(w)} e'(w) = 1 \quad (1.2.1.7)$$

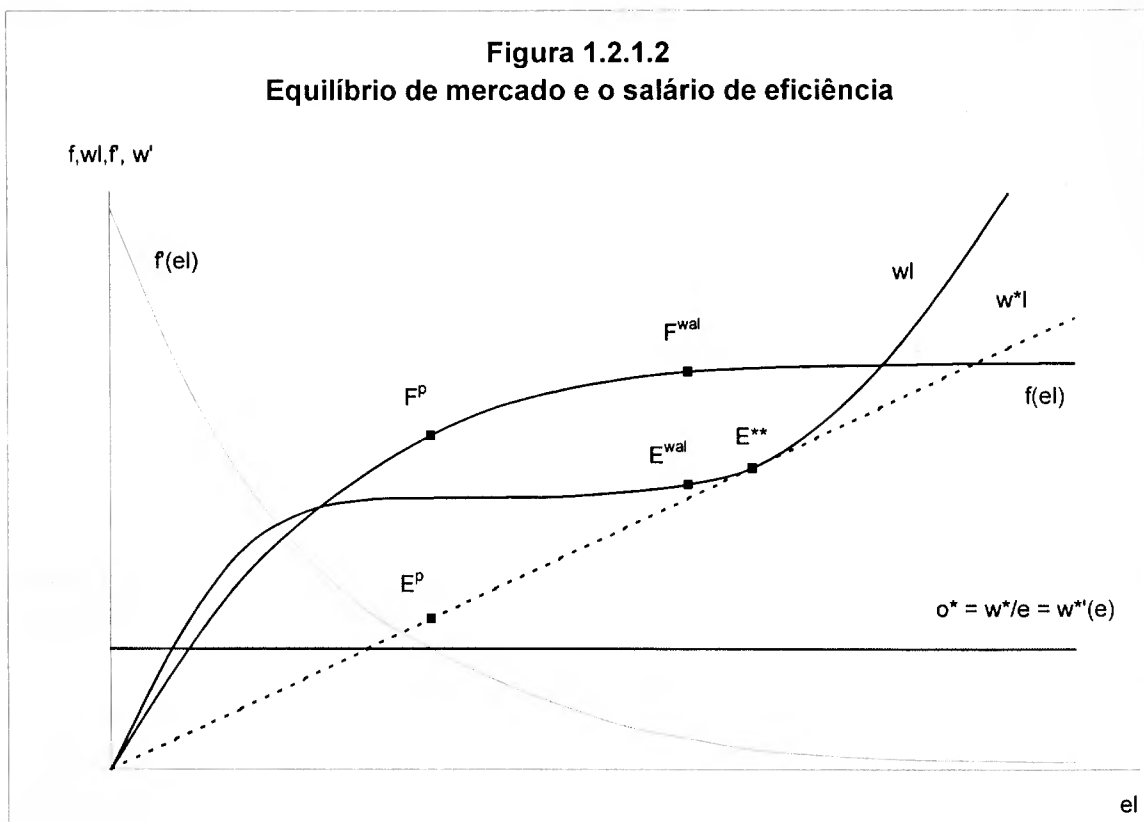
Esta expressão é equivalente à (1.2.1.3), que define o salário de eficiência. O equilíbrio apresenta-se por um salário,  $w^p$ , e por uma quantidade de mão de obra,  $l^p$ , que satisfaça a seguinte condição:

$$\Leftrightarrow f'(e(w)l) = \frac{w}{e(w)} = w'(e) \quad (1.2.1.8)$$

---

<sup>25</sup> Para simplificar supõe-se uma conjugação multiplicativa do esforço e da quantidade de mão de obra.

A empresa, quando da otimização incondicional, escolhe um salário,  $w^P$ , e uma quantidade de mão de obra,  $l^P$ , que não só iguala o custo marginal ao produto marginal, como também, garante que a elasticidade do esforço produtivo em relação ao salário é igual a um (1.2.1.7). A empresa escolhe desta forma o salário de eficiência,  $w^P = w^*$ , e a quantidade de mão de obra,  $l^P$ , que quer empregar.



Veja-se a Figura 1.2.1.2<sup>26</sup>, que retrata a procura de mão de obra numa empresa representativa da economia, sendo todas idênticas, e a oferta de mão de obra que lhe corresponde proporcionalmente. A curva  $wl$ , curva das necessidades salariais, representa o custo salarial que a empresa terá que suportar para obter  $el$  unidades de eficiência. Nesta curva toda a mão de obra que se oferece para trabalhar encontra emprego e aufer o mesmo salário. Não existe, conseqüentemente, desemprego em cima desta curva. Esta curva representa a curva de oferta

<sup>26</sup> A Figura 1.2.1.2 baseia-se em Stiglitz (1976a).

de mão de obra clássica. O ponto de equilíbrio walrasiano situa-se necessariamente nesta curva.

Na recta  $w^*l$ , recta das necessidades salariais mínimas, uma parte da mão de obra está empregada, auferindo o salário de eficiência, a outra parte da mão de obra está desempregada involuntariamente, não auferindo naturalmente nenhum vencimento. É importante reter que nesta recta se verifica sempre o salário de eficiência. Portanto, ao caminhar ao longo desta recta não varia o esforço produtivo de uma unidade de eficiência,  $e$ , mas somente o número de unidades de eficiência,  $l$ . O custo por unidade de eficiência situa-se, então, constantemente no mínimo,  $o^*$ :

$$o^* = \frac{w^*}{e^*} \Leftrightarrow w^* = o^* e^* \Leftrightarrow w^* l = o^* e^* l \quad (1.2.1.9)$$

Da expressão (1.2.1.9) segue directamente:

$$\Rightarrow w^{*'}(e) = (w^* l)'(el) = o^* \wedge \frac{w^*}{e} = \frac{w^* l}{el} = o^* \quad (1.2.1.10)$$

A recta horizontal,  $o^*$ , representa a expressão (1.2.1.10), equivalente à condição do salário de eficiência (1.2.1.3), na Figura 1.2.1.2.

Supondo que a economia se encontra no ponto  $E^{**}$ , no ponto da tangência da recta  $w^*l$  com a curva  $wl$ . Não existindo desemprego e verificando-se emprego na ordem de  $l^{**}$ , todos os trabalhadores auferem o salário de eficiência. A economia encontra-se em equilíbrio neste ponto? Não, a empresa enfrenta em  $E^{**}$  um cenário insatisfatório do ponto de vista económico dado que não maximiza, devido ao produto marginal ser inferior ao custo marginal, o seu lucro. Numa situação clássica a empresa deslocar-se-ia ao longo da curva  $wl$  para o ponto  $E^{wal}$ . Neste ponto, teríamos o equilíbrio walrasiano com um salário e emprego, apesar de não existir desemprego, inferior à situação de partida. O produto marginal iguala o custo marginal, ou seja,  $f'(el) = (wl)'(el)$ .

Acontece que, nesta situação, o desfecho walrasiano, acima exposto, não é o ponto de equilíbrio. A empresa, sabendo dos efeitos perniciosos que a redução salarial tem sobre a produtividade (1.2.1.1), decide não mexer no salário de eficiência e só reduzir a mão de obra. A empresa desloca-se neste caso ao longo da recta  $w^*l$  para o ponto de equilíbrio  $E^P$ . Também aqui o produto marginal iguala o custo marginal,  $f'(el)=(w^*l)'(el)$ , verificando-se em equilíbrio a intersecção da recta horizontal,  $o^*$ , com a curva do produto marginal,  $f'(el)$  (1.2.1.8). Neste ponto existe desemprego involuntário na ordem de  $l^{**}-l^P$ . O lucro da empresa corresponde à diferença entre os pontos  $F^P$  e  $E^P$ . Destaca-se que, como esperado, o lucro da empresa é superior em  $E^P$  do que em  $E^{wal}$ ,  $F^P - E^P > F^{wal} - E^{wal}$ .

Como todas as empresas são idênticas, a procura agregada de trabalho da economia é  $NI^P$ . Sendo a oferta agregada de trabalho  $NI^{**}$ , superior à procura de trabalho. Consequentemente, verifica-se um desemprego involuntário na ordem de  $N(I^{**} - I^P)$ . Repare-se que a existência de desemprego involuntário implicaria um salário de equilíbrio walrasiano inferior ao salário de eficiência,  $w^P = w^* > w^{wal}$ .

Numa situação em que, dado o salário de eficiência, a procura de trabalho é superior à oferta, as empresas aumentam o salário até que a oferta iguale a procura. Neste caso estabelece-se um salário de equilíbrio walrasiano,  $w^P = w^{wal} > w^*$ , que se encontra acima do salário de eficiência. A empresa encontra-se condicionada ao salário que se estabelece no mercado de trabalho, resta-lhe o ajustamento da quantidade de trabalho (Stiglitz (1976a)).

Existem vários modelos microeconómicos que tentam explicitar um relacionamento funcional, como o acima descrito (1.2.1.1), entre a produtividade e os salários<sup>27</sup>:

1) Modelo do “shirking” (Shapiro e Stiglitz (1984), Bowles (1985) e Bulow e Summers (1986):

Uma empresa tem grande dificuldade em determinar o desempenho produtivo de um

---

<sup>27</sup> Inicialmente propôs-se a explicação, que um trabalhador só estaria em condições de aumentar o seu desempenho produtivo, se a qualidade e quantidade da sua dieta alimentar também aumentasse (Mirlees(1975), Rodgers(1975), Stiglitz (1976a e1982) e Gersovitz (1983). Esta argumentação pode ser válida para países em desenvolvimento, mas é insuficiente para os países desenvolvidos.

trabalhador. O próprio trabalhador conhece provavelmente melhor o seu desempenho, mas pode não estar interessado em transmiti-lo à empresa. Repare-se que existe claramente uma assimetria de informação entre os dois agentes, um sabe mais do que o outro. A supervisão revela-se como imperfeita e muito dispendiosa na determinação da produtividade dos trabalhadores. As próprias sanções ao trabalhador, que tem um desempenho produtivo inferior ao desejado, podem acarretar custos proibitivos para a empresa. Visto que a supervisão (controle) e as sanções (punição) são de duvidosa aplicabilidade, resta estimular o desempenho produtivo dos trabalhadores de uma maneira positiva. Ora, um salário superior é, neste caso, o melhor estímulo produtivo. Um salário superior ao que se pratica fora da empresa, num ambiente concorrencial, ou superior ao subsídio de desemprego, um acréscimo, então, do salário relativo, aumenta consequentemente o custo de oportunidade do trabalhador. Este acréscimo do prémio de risco de perder o emprego força o trabalhador, que é avesso ao risco, a um melhor desempenho produtivo, visto que tem muito a perder, *in extremis* perde o posto de trabalho. O prémio de risco e a eficácia das sanções são tanto mais dissuasores quanto maior for o nível de desemprego. O aumento do desemprego involuntário dificulta progressivamente a entrada numa empresa por parte de um trabalhador despedido. A empresa pode, assim, perfeitamente enquadrada na maximização do lucro, praticar salários superiores ao de equilíbrio, desde que os ganhos de produtividade e as poupanças na supervisão/sanções sejam superiores ao aumento dos custos salariais.

- 2) Modelo de rotação da mão-de-obra ("turnover") (Salop (1979) e Stiglitz (1982): Uma empresa, quando recruta um trabalhador, incorre em três tipos de custos: o custo de recrutamento propriamente dito; o custo de formação dos recrutados; o custo de despedimento; e o custo da perda de receita devido ao facto de o recrutado, mesmo já instruído, só substituir perfeitamente o trabalhador despedido depois de algum tempo. O terceiro e o último custo só se verificam em caso do recrutamento ser resultado de um abandono/despedimento anterior. A taxa de abandono da empresa por parte dos trabalhadores relaciona-se negativamente com os salários. Um salário superior ao de equilíbrio pode diminuir suficientemente os custos de rotação da empresa para que mais

que compense o aumento do custo salarial. Repare-se que os custos de rotação garantem aos trabalhadores da empresa um poder negocial. Eles podem desta forma negociar uma quase renda com a empresa<sup>28</sup>. O custo salarial adquire desta maneira uma rigidez mais comparável a de um custo fixo.

- 3) Modelo de selecção adversa (Stiglitz (1976b) e Weiss (1980)): As empresas, quando recrutam novos trabalhadores, revelam grandes dificuldades em distinguirem os trabalhadores com os perfis pretendidos, os mais produtivos. O desempenho produtivo dos trabalhadores depende de características exógenas, cuja distribuição se revela heterogénea entre eles, e que as empresas não conseguem observar. Esta assimetria da informação pode criar uma situação em que o trabalhador com o perfil não pretendido pela empresa se consegue fazer passar, aos olhos da empresa, como tendo o perfil pretendido, o que resulta numa selecção adversa, contrária à aspirada pela empresa. As empresas cientes deste enviesamento da selecção tentam resolve-lo com a fixação de um salário superior ao do equilíbrio walrasiano, que minimiza o risco de selecção adversa. A probabilidade de uma selecção correcta aumenta com o salário.
- 4) Modelo da ameaça sindical (Dickens (1986)): Certas empresas valorizam mais a inexistência de um sindicato e as consequências daí resultantes, como greves e rigidez laboral, do que o pagamento de um salário superior ao do equilíbrio concorrencial. Supõe-se que a satisfação dos trabalhadores com a empresa cresce com o salário auferido e que a exigência de sindicalização por parte dos trabalhadores só se fará sentir se existir ou aumentar a insatisfação dos trabalhadores com a empresa. Desta forma, um salário superior previne uma possível sindicalização da mão de obra.
- 5) Modelo normativo ou sociológico (Akerlof (1984) e Akerlof e Yellen (1989)): Os trabalhadores apresentam uma percepção subjectiva da justiça dos seus salários, nomeadamente, em relação ao esforço que eles e os seus colegas despendem na obtenção do mesmo. Esta justiça depende da sua concepção moral, da lealdade que sentem perante a empresa ou da própria cultura da empresa. Os trabalhadores gerem o seu esforço produtivo em função da avaliação que eles fazem da justiça do seu nível

---

<sup>28</sup> Este modelo está muito próximo do modelo Insider-Outsider de Lindbeck e Snower (1989).

salarial. Ora um salário acima do concorrencial aumentará a justiça do salário e, por consequência, a produtividade.

Com ajuda da fundamentação microeconómica, acima referida, generaliza-se a curva de eficiência da seguinte forma (Romer (1996)):

$$e = e(w, w_a, u, b, w_{ref}, \dots)$$

$$e'(w) > 0, e'(w_a) < 0, e'(u) > 0, e'(b) > 0, e'(w_{ref}) < 0, \dots$$

Em que  $w_a$  é o nível salarial praticado fora da empresa,  $u$  representa a taxa de desemprego,  $b$  afigura-se como a intensidade de supervisão e  $w_{ref}$  é o salário de um grupo de referência.

A solução deste problema no contexto da maximização de lucro de uma empresa afigura-se análoga à condição de equilíbrio do modelo simplificado (1.2.1.8):

$$\Leftrightarrow f'(e(w, w_a, u, b, w_{ref}, \dots)) = \frac{w}{e(w, w_a, u, b, w_{ref}, \dots)} = w'(e)$$

Conclui-se, assim, que esta teoria consegue estabelecer um salário ótimo, o salário de eficiência, superior ao concorrencial alterando um só pressuposto importante em relação à teoria neoclássica, ao explicitar uma relação monotonamente crescente entre a produtividade e os salários, baseada em argumentos microeconómicos de selecção e estímulo dos trabalhadores, em que o desemprego involuntário funciona como regulador desse estímulo produtivo.

Como é que esta teoria explica, então, as diferenças salariais sistemáticas entre trabalhadores idênticos?

A possível explicação destas diferenças salariais apoia-se no relaxamento de algumas hipóteses anteriormente formuladas: nem as empresas são todas idênticas; nem a curva de

---

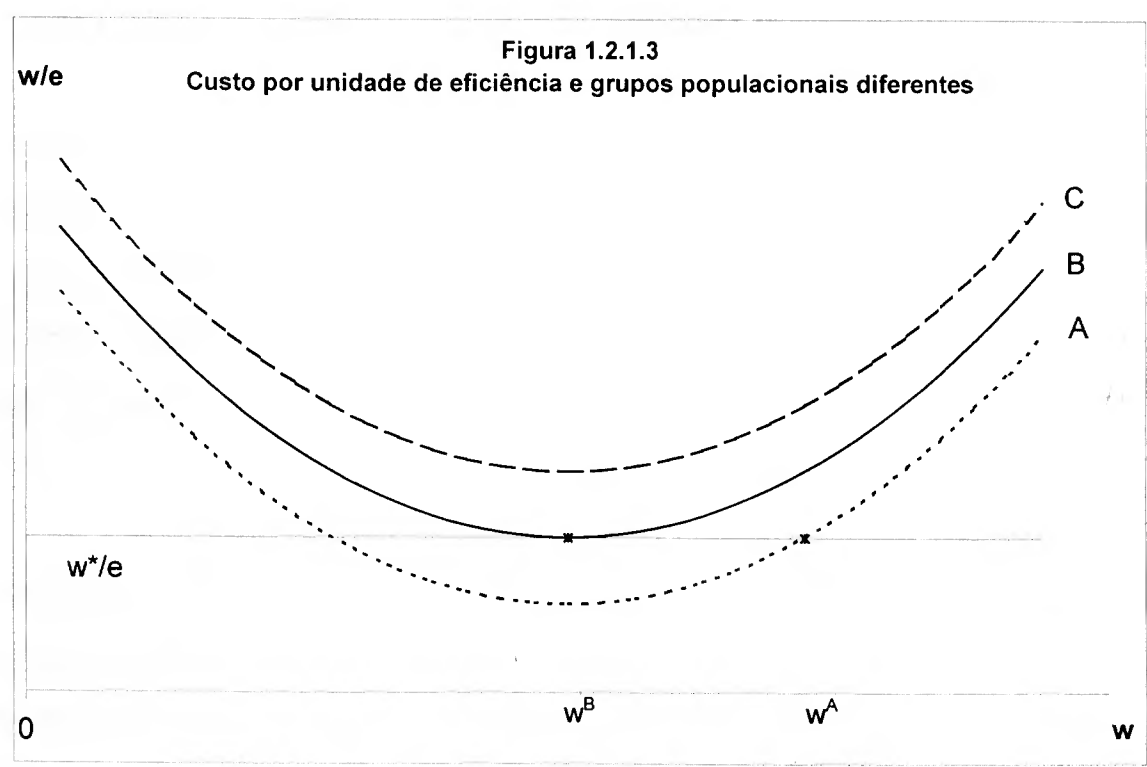
Modelo que não pressupõe um ambiente não concorrencial.



eficiência terá que ser monotonamente crescente; nem uma empresa enfrentará uma única curva de eficiência (Stiglitz (1987)).

Cada empresa terá a sua própria relação funcional entre produtividade e salários. Os custos de rotação, a cultura empresarial e a ameaça sindical serão diferentes entre empresas e sectores. Empresas que tenham custos de supervisão e de rotação de mão de obra superiores às suas congéneres, praticarão também salários superiores.

Se a curva de eficiência de uma empresa não for monotonamente crescente, gerando desta forma uma curva de custo por unidade de eficiência que revela mínimos locais ou mais do que um mínimo absoluto, verifica-se para o custo por unidade de eficiência de equilíbrio uma distribuição salarial. Ou seja, a empresa não oferece um salário único em equilíbrio (Stiglitz (1987)).



Assumindo que no mercado de trabalho actua um número identificável de grupos, no nosso caso, grupos **A**, **B** e **C** (Figura 1.2.1.3)<sup>29</sup>. Cada grupo caracteriza-se pela sua própria curva de custo por unidade de eficiência. Como a condição de equilíbrio se define por um único nível de custo por unidade de eficiência para uma dada empresa, constata-se que do grupo **C**, cujo

custo por unidade de eficiência é em qualquer ponto superior ao de equilíbrio, nenhum trabalhador será recrutado pela empresa. Os trabalhadores do grupo **B** serão recrutados ao salário  $w^B$ , enquanto que os trabalhadores do grupo **A**, cujo custo por unidade de eficiência se revela como o mais baixo de todos os grupos, serão recrutados ao salário mais alto  $w^A$ .

Regista-se, por consequência, não só uma discriminação salarial entre trabalhadores de diferentes grupos, como alguns trabalhadores de certos grupos nem serão recrutados. Em mercados onde se apresentam vários grupos distintos de trabalhadores, não só se registam grandes diferenças nas taxas de desemprego específicas dos grupos, como também diferenças nos salários entre grupos. Assim, quando se reduz a procura de trabalho, alguns grupos podem ser totalmente excluídos do mercado de trabalho, enquanto que outros só sentem uma ligeira descida nos seus salários. Neste caso ao diminuir o custo por unidade de eficiência exclui-se, também, o grupo **B** da empresa, enquanto que o grupo **A** registará somente uma ligeira redução do seu salário.

A teoria do salário de eficiência enquadra-se perfeitamente com outros modelos teóricos não neoclássicos. De salientar que a teoria da segmentação do mercado de trabalho não é mais do que a segmentação do mercado de trabalho em um segmento que aplica o salário concorrencial e outro que aplica o salário de eficiência (Akerlof e Yellen (1988) e Perrot e Zylberberg (1989)). De salientar que o salário de eficiência representa uma barreira à entrada na movimentação de um segmento para o outro.

Para distinguir claramente a teoria do capital humano da do salário de eficiência, há que esclarecer cabalmente o conceito de "equilíbrio de mercado" (Stiglitz(1987)). O equilíbrio de mercado, como o conhecemos da teoria neoclássica, é um equilíbrio walrasiano: um ponto em que a oferta de mercado iguala a procura, "market clearing". Ora a teoria do salário de eficiência conceptualiza o equilíbrio de uma forma mais genérica: um ponto em que nenhum dos agentes económicos tem um incentivo para alterar o seu comportamento. Consequentemente, o equilíbrio na teoria do salário de eficiência só será um equilíbrio

---

<sup>29</sup> A Figura 1.2.1.3 foi retirada de Stiglitz (1987).

walrasiano se um aumento salarial por parte da empresa não diminuir o custo por unidade de eficiência, caso contrário, a empresa teria um incentivo para aumentar o salário. E, apesar das empresas não gozarem de um poder de mercado, na medida em que o mercado revela uma estrutura atomística, mostram-se mais como price-makers do que price-takers. A informação é no caso da teoria neoclássica perfeita e simétrica, enquanto que na teoria do salário de eficiência imperfeita e assimétrica.

Assim, não serão as diferenças salariais entre trabalhadores idênticos anomalias do mercado de trabalho, próprias da teoria do capital humano, mas atributos próprios de cada empresa ou sector, ou até, do próprio grupo populacional. As diferenças salariais têm desta forma uma dimensão pessoal, teoria do capital humano, e uma dimensão empresarial/sectorial, teoria dos salários de eficiência.

### **1.2.2 A evidência empírica**

Inúmeros trabalhos empíricos revelaram nos anos oitenta e noventa significativas diferenças salariais entre trabalhadores, aparentemente não explicáveis pela teoria neoclássica. A existência de substanciais diferenças salariais entre trabalhadores similares, que só se distinguem na sua filiação industrial, é um facto indesmentível. Estas diferenças não só não são recentes como aparentam uma grande estabilidade ao longo do tempo e reproduzem-se nos mesmos molde em diferentes países (Krueger e Summers (1988), Dickens e Katz (1987), Murphy e Topel (1987), Plassard e Tahar (1990), Helwege (1992), Lheritier (1992), Albek et alii (1992), Edin e Zetterberg (1992)<sup>30</sup>, Araï (1994), Lausten (1995), Araï et alii (1996), Hartog et alii (1997) e Vieira et alii (1997)<sup>31</sup><sup>32</sup>). A hierarquia sectorial é estável no tempo e similar em países com quadros institucionais diferentes. Surpreendentemente, reproduzem-se estas diferenças salariais interindústrias também na estrutura sócio-profissional (Katz (1986), Krueger e

---

<sup>30</sup> Edin e Zetterberg (1992) alegam que as diferenças intersectoriais se resumem, no caso da Suécia, quase exclusivamente a diferenças na dotação de capital humano e nas condições de trabalho entre indústrias. Porém, os próprios autores aceitam tratar o caso da Suécia como "outsider".

<sup>31</sup> Vieira et alii (1997) apresentam uma visão abrangente dos trabalhos empíricos, mais recentes, no campo das diferenças salariais intersectoriais.

Summers (1988), Kats e Summers (1989), Plassard e Tahar (1990), Fels e Grundlach(1990), Lucifora (1993) e Lausten (1995)). Por outras palavras, se um grupo sócioprofissional auferir numa indústria um salário elevado, todos os outros grupos qualificacionais tenderão a auferir também salários elevados. Presentemente, parece que a discussão entre a teoria do capital humano e a teoria do salário de eficiência se resume à explicação, em definitivo, das diferenças salariais interindustriais.

A teoria do salário de eficiência postula que o salário de trabalhadores equivalentes difere entre indústrias ou empresas na medida em que as condições subjacentes à fixação do salário de eficiência também diferirem entre empresas/indústrias. Desta forma, cada empresa/indústria apresentará um salário de equilíbrio distinto dada a exclusividade da sua relação funcional entre produtividade e o salário<sup>33</sup>. Repare-se que cada modelo desta teoria enuncia possíveis focos de diferenciação salarial interindústrias/empresas.

O modelo de "shirking" prevê uma correlação forte entre os custos de supervisão e os salários. Consequentemente, empresas/sectores, onde se torna perniciosa a determinação da produtividade de um trabalhador, e sendo o custo de obtenção dessa informação desmesurado, praticarão salários mais elevados. Estes custos de supervisão devem ser superiores em empresas de grande dimensão e inferiores em empresas que remuneram à peça (Oi (1983)). Também, indústrias muito capitalizadas ou que laboram em processos integrados, onde um trabalhador sozinho poderá causar grandes danos económicos, sentem a necessidade de remunerar melhor o trabalho (Katz (1986)).

Os custos de rotação pesam mais nas empresas mais capitalizadas, com custos de formação elevados, e menos nas empresas que empregam em grande parte mão de obra menos qualificada (Plassard e Tahar (1990)).

O modelo normativo realça a importância do trabalho em grupo e do sentimento de justiça salarial dos trabalhadores de uma mesma empresa. Este sentimento de justiça pode justificar a grande coesão salarial da estrutura sócioprofissional numa empresa.

---

<sup>32</sup> Estas diferenças salariais encontram-se da mesma forma entre trabalhadores sindicalizados e não sindicalizados (Dickens e Katz (1987)).

<sup>33</sup> Veja-se as páginas 32 a 34.

O modelo da ameaça sindical enuncia que empresas que auferem rendas devido a uma posição de poder de mercado partilham parcialmente a mesmas rendas com os trabalhadores. Parte do enunciado pelos modelos, acima referenciados, tem sido consistente com as observações empíricas. Quanto maiores forem os lucros de uma empresa mais elevados parecem ser os salários. Araï et alii (1996) demonstram no seu trabalho um estreito relacionamento entre a situação no mercado do produto da empresa e o salário que a empresa oferece. Empresas que concorrem pelo preço ou que se concentram só no mercado local pagam salários inferiores. Empresas que revelam uma posição dominante no mercado de produto, não só no mercado local como principalmente no mercado internacional, pagam salários superiores. O sucesso económico, medido pela rentabilidade da empresa, ou o poder de mercado, medido pela quota de mercado da empresa ou pelo grau de concentração do mercado, são indicadores da capacidade de pagamento de salários elevados por parte da empresa (Lusiki e Weinblatt(1994) e Araï et alii (1996)). O grau de sindicalização da empresa, apesar de alguma controvérsia, parece não ter um efeito tão claramente positivo como esperado sobre o salário (Krueger e Summers (1988), Moll (1993), Araï et alii (1996) e Shamsuddin (1996)). Diversos trabalhos empíricos apontam para uma relação positiva, côncava, entre a dimensão da empresa e o salário (Brown e Medoff (1989), Lheritier (1992), Morissette (1993), Rebick (1993), Bellmann e Kohaut (1995), Araï et alii (1996), Velenchik (1997) e Schaffner (1998))<sup>34</sup>. Também a intensidade capitalística revela uma influência positiva sobre o salário. Revelador do carácter incitativo dos salários é o facto de as empresas que controlam o desempenho individual dos trabalhadores regularmente pagarem salários inferiores às empresas que não controlam esse mesmo desempenho (Rebitzer (1995) e Araï et alii (1996)). Se os diferentes modelos da teoria do salário de eficiência se complementam na possível explicação de diferenças salariais entre trabalhadores equivalentes, dificilmente explicáveis pela teoria neoclássica, também é verdade, que somente o modelo da ameaça sindical e o modelo normativo conseguem explicar a existência de uma forte correlação salarial entre as profissões nas diferentes indústrias. O modelo normativo é o que parece reunir maior consenso entre os autores (Thaler (1989)). Se um grupo sócio-profissional auferir um salário elevado

parece justo que os restantes grupos sócioprofissionais também auferam salários elevados. Se uma empresa sempre pagou salários elevados parece justo que ela continue a pagar salários elevados no futuro. Se uma empresa obtém lucros derivados à sua situação privilegiada no mercado do produto parece justo que ela os partilhe com os seus trabalhadores<sup>35</sup>.

Como já mencionado no capítulo anterior, a teoria neoclássica também fornece possíveis pistas explicativas para as diferenças salariais não competitivas. As pistas são: o desajustamento temporário do mercado de trabalho, as diferenças compensadoras e a qualidade não observada do trabalhador<sup>36</sup>. A manifesta estabilidade temporal deste fenómeno salarial revoga a primeira pista explicativa. A hipótese das diferenças compensadoras enuncia que um trabalhador auferir um maior salário numa indústria para compensar as más condições de trabalho na mesma indústria. No entanto, a introdução de variáveis que captam as condições do trabalho nas equações salariais não alteram substancialmente a dimensão das diferenças salariais (Krueger e Summers (1988), Moll (1993), Araï (1994) e Vaimiomäki e Laaksonen (1995)). Além do mais, se as empresas que pagam altos salários compensam simplesmente os trabalhadores que laboram em condições adversas, não se esperaria qualquer tipo de correlação entre o salário e a taxa de abandono. Mas estas indústrias apresentam as taxas de abandono mais baixas (Krueger e Summers (1988), Gera e Grenier (1994) e Araï (1994)). E como explicar a forte correlação salarial entre os grupos sócioprofissionais no contexto das diferenças compensadoras?

A última explicação no âmbito da teoria do capital humano prende-se com o facto das diferenças salariais interindústrias poderem representar uma qualidade do trabalhador não observada empiricamente. Supondo que a qualidade não observada de um trabalhador se relaciona fortemente com a sua qualidade observada (variáveis da teoria do capital humano), o que parece razoável, espera-se que a introdução de variáveis que medem a qualidade

---

<sup>34</sup> No entanto, Brunello e Colussi (1998) afirmam que, na Itália, não existem diferenças salariais entre trabalhadores similares motivadas pela dimensão da empresa.

<sup>35</sup> O modelo normativo carece ainda de um aprofundamento teórico. Alguns pontos permanecem pouco claros, nomeadamente, como se estabelece a norma entre os trabalhadores de uma empresa, como é que interage a percepção subjectiva da justiça com o esforço produtivo dos trabalhadores e como varia a norma de empresa para empresa (Thaler (1989) e Vieira et alii (1997)).

observada diminuem drasticamente as diferenças salariais interindustriais. Ao contrário do esperado, a introdução de variáveis de qualidade observada, pouco afecta aquelas diferenças (Krueger e Summers (1988)).

O acompanhamento longitudinal do mesmo trabalhador permite detectar a qualidade não observada do trabalhador. Se as indústrias de altos salários detêm trabalhadores de grande qualidade não observada e se as empresas remunerarem o trabalhador consoante a sua qualidade, então não se esperam significativas alterações salariais em caso de mudança de empresa/industria por parte de um trabalhador<sup>37</sup>. Krueger e Summers(1988) e outros autores, Araújo(1994), Gera e Grenier(1994) e Vaimiomäki e Laaksonen (1995), realçam que trabalhadores que mudaram de empresa revelam o mesmo padrão de diferenças salariais interindustrias que os restantes trabalhadores<sup>38</sup>. Trabalhadores que se mudam de uma indústria de baixos salários para uma de altos salários sofrem um aumento salarial e vice-versa. No entanto, Murphy e Topel (1987) destacam que estas diferenças salariais se consignam em grande parte à qualidade não observada dos trabalhadores<sup>39</sup>. Gibbons e Katz (1992) apontam a impossibilidade de explicar as ditas diferenças salariais somente pela qualidade não observada dos trabalhadores. Subsistem, segundo estes autores, fortes efeitos sectoriais específicos.

É inegável que a teoria do salário de eficiência explica alguns aspectos empíricos que escapam à teoria do capital humano. A simples existência de diferenças salariais interindustrias abona, em princípio, a favor da teoria do salário de eficiência, se os diferentes modelos desta teoria conseguirem relacionar as diferenças salariais interindustrias com diferentes condições de

---

<sup>36</sup> Veja-se a secção 1.1.2.

<sup>37</sup> A estimação do salário em primeiras diferenças, corresponde à estimação com efeito fixo, permite isolar o efeito de qualidade não observada de um trabalhador (Krueger e Summers (1988)).

<sup>38</sup> Problemas de selecção, se só os mais produtivos mudam de empresa, e de erros de medição, classificação errada de trabalhador que não muda como trabalhador que mudou de empresa, podem retirar alguma força a esta conclusão (Thaler (1989)).

<sup>39</sup> Murphy e Topel (1987) estimam que trabalhadores que mudam de indústria recuperam só um terço das diferenças salariais intersectoriais. Dois terços baseiam-se, então, na qualidade não observada dos trabalhadores. Os resultados são muito sensíveis à especificação do modelo a estimar, nomeadamente, à própria construção da variável dependente (Gibbons e Katz (1992)).

equilíbrio em cada indústria. Tendo em conta que estas diferenças salariais atravessam da mesma forma todos os grupos sócioprofissionais, conclui-se que o modelo da ameaça sindical e o normativo, revelam a maior aderência à realidade. Porém a hipótese persiste, mesmo que remota, de estas diferenças salariais não serem mais do que um problema de modelização empírica da teoria do capital humano. A questão continua então em aberto e resume-se simplificada da seguinte forma, "qualidade não observada contra o modelo normativo ou da ameaça sindical". Recentemente, tem-se levantado a questão de haver uma política salarial específica ao nível da empresa. Ou seja, não só certos atributos da empresa (dimensão, rentabilidade, política de preços, etc.) como a própria natureza específica da empresa podem explicar a formação dos salários (Groshen(1986), Leonard (1989), Kramarz et alii(1995), Bayet(1996), Cardoso(1997) e Funkhouser (1998)). Bayet(1996) realça que este efeito específico da empresa anula em parte o efeito de algumas variáveis da teoria do capital humano, educação e experiência. Os trabalhadores mais habilitados e mais experientes encontram-se sobretudo nas empresas que pagam melhor. A habilitação e experiência funcionam assim como garante de entrada numa empresa. Uma vez dentro da empresa a dispersão salarial é menos acentuada do que o esperado. Cada empresa parece escolher a sua própria grelha salarial na qual hierarquiza os seus trabalhadores (Machin e Manning (1995), Kramarz et alii(1995) e Cardoso(1997).

Abowd e Kramarz (1997) demonstram, com base num trabalho notável de Abowd et alii (1994), que somente dados longitudinais permitem distinguir entre efeitos individuais<sup>40</sup> do trabalhador e efeitos específicos da empresa<sup>41</sup>. Os efeitos individuais apresentam-se como predominantes na explicação das diferenças salariais derivadas da dimensão da empresa ou do sector de actividade. Desta forma, 90% das diferenças salariais intersectoriais em França, entre 1976 e 1987, reduzem-se a diferenças de efeitos individuais dos trabalhadores.

---

<sup>40</sup> O efeito individual incluiu, também, a qualidade não observada dos indivíduos.

<sup>41</sup> Os autores estimam um salário interno, a remuneração que o indivíduo pode esperar na sua empresa, e externo, a remuneração que o indivíduo pode esperar se saísse da sua empresa. A diferença entre o salário interno e externo equivale ao efeito específico da empresa, ou ainda, à política salarial da empresa.



Trabalhos empíricos sobre a realidade portuguesa neste contexto são raros e só constam recentemente nos nossos registos. Além de alguns trabalhos que exploram de uma forma descritiva as diferenças salariais por actividades económicas, merecem destaque os dois trabalhos mais recentes. O trabalho de Almeida (1983), explora o nexó existente entre algumas características industriais e os respectivos salários para os finais dos anos setenta.

A tese de mestrado de Simões (1993), que tenta explicar a dispersão salarial da indústria transformadora em 1986 em função das duas teorias aqui expostas, teoria do capital humano e teoria do salário de eficiência<sup>42</sup>. O autor conclui que os dois modelos não captam grande parte da dispersão salarial. No entanto, enquanto a teoria do capital humano revela uma capacidade explicativa satisfatória, destaca que a teoria do salário de eficiência quase se ausenta por completo na explicação<sup>43</sup>. Do ponto de vista desta última teoria, só a dimensão da empresa parece ter influência no salário. A intensidade capitalística, rentabilidade e densidade sindical parecem não ter qualquer efeito sobre os salários, o que, como o próprio autor reconhece, contraria algumas conclusões de estudos de âmbito internacional, como os acima mencionados.

Vieira et alii(1997) estimam a dispersão salarial interindústrias para Portugal em 1982, 1986 e 1992, tentam relacioná-la com a centralização do processo de negociação salarial e comparam-na com a de outros países. Enquanto a dispersão interindústrias bruta<sup>44</sup> tem aumentado ao longo desse período, a dispersão líquida<sup>45</sup> diminuiu no mesmo período. O peso dos atributos sectoriais e individuais, incluindo as da teoria do capital humano, parece ter aumentado nas diferenças salariais intersectoriais. Uma comparação internacional mostra que a nossa dispersão salarial interindústrias é alta, encontrando-se no grupo dos países com a estrutura de negociação salarial descentralizada. A dispersão salarial interindústrias relaciona-se negativamente com o grau de centralização da negociação salarial.

---

<sup>42</sup> O autor utiliza como variável dependente a remuneração de base. O próprio autor reconhece que a variável ganho seria mais apropriada.

<sup>43</sup> O tratamento estatístico utilizado, ANOVA, não permite a estimação dos efeitos marginais de cada variável na fixação do salário.

<sup>44</sup> Dispersão salarial resultante de uma regressão salarial que só tem em conta as dummies sectoriais.

<sup>45</sup> Dispersão salarial que resulta de uma regressão salarial sobre atributos do capital humano, da empresa e as dummies sectoriais.

Por fim, merece ser destacado o trabalho de Cardoso(1997) que segue o caminho promissor do isolamento do efeito específico da empresa na formação salarial. O autor analisa o papel da empresa na desigualdade salarial entre trabalhadores em empresas portuguesas de dimensão média em 1983 e 1992. A desigualdade salarial entre as empresas parece ter diminuído, enquanto que a desigualdade no seio da empresa, devido a uma maior diversidade dos atributos dos trabalhadores e a uma política salarial também mais desigual por parte da empresa, aumentou. Verifica-se que as empresas valorizam mais a educação e menos a antiguidade dos seus trabalhadores em 1992 em relação a 1983, o que reflecte a crescente necessidade de mão de obra qualificada<sup>46</sup>.

---

<sup>46</sup> Obviamente que a qualificação não é um sinónimo de educação. Embora a qualificação incorpore os efeitos da educação não se limita a estes. A formação também contribui para a qualificação, seja ela geral ou específica.

## 2. OS DADOS

### 2.1 A AMOSTRA

O estudo empírico, que se desenrolará no capítulo 3, baseia-se em duas amostras dos Quadros de Pessoal, uma para o ano de 1992 e outra para 1995. Os Quadros de Pessoal, um inquérito conduzido pelo Departamento de Estatística do Trabalho, Emprego e Formação Profissional do Ministério do Trabalho e Solidariedade (DETEFP-MTS), representam um instrumento administrativo que cobre quase todas as entidades com trabalhadores por conta de outrem. A administração pública encontra-se excluída por este instrumento e alguns sectores de actividade revelam uma cobertura não representativa, como é o caso da agricultura.

**Quadro 2.1.1**

**Alguns dados referentes aos Quadros de Pessoal**

	1992	1995
<b>Número de empresas</b>	150 972	184 472
<b>Número de estabelecimentos</b>	175 902	213 826
<b>Pessoas ao serviço nas empresas</b>	2 196 684	2 156 318
<b>Trabalhadores por conta de outrem</b>	2 045 035	1 988 118

Os Quadros de Pessoal de 1995 apresentam alterações substanciais em relação aos de 1992. Os dados recolhidos no âmbito deste instrumento referem-se em 1992 ao mês de Março, enquanto que no ano de 1995 ao mês de Outubro. Qualquer inquérito aos ganhos conduzido no primeiro trimestre de um dado ano não retrata satisfatoriamente o nível salarial desse ano, porque a maioria dos instrumentos de regulamentação colectiva do trabalho referentes a esse mesmo ano são publicados após o primeiro trimestre entrando, porém, em vigor com data de um de Janeiro. Consequentemente, o nível salarial apresentado pelos Quadros de Pessoal em Março de 1992 será de certeza mais representativo do ano de 1991. Também, a classificação sectorial e profissional sofreram mudanças em 1995, empregando-se, respectivamente, a nova

Classificação das Actividades Económicas Portuguesa (CAE- Rev.2) e a nova Classificação Nacional de Profissões (CNP- versão 1994). Repare-se que estas alterações são de tal forma estruturantes que quase impossibilitam a comparação evolutiva por actividades ou por profissões.

Constituíram-se duas amostras aleatórias de 132.852 trabalhadores por conta de outrem para o ano 1992 e de 135.807 para 1995. Destas amostras eliminaram-se todos os casos que apresentassem uma lacuna de informação para uma das variáveis em estudo. Uma amostra construída nestes moldes, com base nos indivíduos, não é representativa para as empresas, não se podendo extrapolar nenhuma conclusão para o universo das empresas. Alguns sectores de actividade foram retirados devido ao insuficiente número de observações<sup>47</sup>. Restringiu-se, ainda, o espaço amostral às empresas localizadas no Continente e aos trabalhadores com idade compreendida entre os 15 e 64 anos. Uma amostra deve constituir um todo homogéneo. Por isso agrupam-se vulgarmente o sexo feminino e masculino em amostras diferentes<sup>48</sup>. No entanto, constituiu-se neste caso uma amostra comum, primeiro, porque o padrão comportamental não se distingue decisivamente entre os sexos e, segundo, para evitar problemas de sobreestimação de alguns coeficientes (Lollivier e Payen(1990), Bayet(1996) e Araï et alii(1996)). Para minimizar problemas de enviesamento na selecção da amostra excluem-se trabalhadores com menos de 15 anos, supostamente ainda abrangidos pela escolaridade obrigatória, e com 65 e mais anos, visto que essa idade representa para muitos a partida para a reforma.

Por fim, ficou-se com uma amostra de 110.448 trabalhadores por conta de outrem para 1992 e de 109.493 para 1995. Algumas das características das duas amostras são apresentadas no Quadro seguinte (Quadro 2.1.2):

---

<sup>47</sup> Nomeadamente, os sectores: Abastecimento de Água (CAE-42) e Organizações Internacionais e outras Instituições Extraterritoriais (CAE-96) em 1992; e os sectores: Famílias com Empregados Domésticos (CAE-PP) e Organismos Internacionais e outras Instituições Extra-Territoriais (CAE-QQ) em 1995.

**Quadro 2.1.2**

**Breve caracterização da amostra**

	<b>1992</b>	<b>1995</b>
<b>Ganho médio horário (escudos)</b>	545.9	698.9
- homens	611	783.1
- mulheres	435.2	569
<b>Percentagem de mulheres</b>	37	39
<b>Antiguidade média (anos)</b>	7.1	8.6
<b>Idade média (anos)</b>	33.5	36.1
<b>Experiência média (anos)</b>	21.5	23.6
<b>Escolaridade média (anos)</b>	6	6.5
<b>Percentagem de trabalhadores a tempo parcial</b>	8.3	7.4
<b>Número médio de pessoas ao serviço por empresa</b>	41	33.4
<b>Volume médio de vendas por pessoas ao serviço (10<sup>3</sup> Escudos/Ano)</b>	17000	11209
<b>Percentagem média de trabalhadores semi ou não qualificados por empresa<sup>49</sup></b>	27.4	26.8
<b>Número de trabalhadores por conta de outrém</b>	110448	109493

Para cada um dos trabalhadores dispomos da seguinte informação:

- Sexo
- Data de nascimento
- Data de admissão na empresa
- Nível de habilitação (3 dig.) segundo a antiga classificação para 1992 e a nova classificação de 1994 para 1995
- Código de profissão (5 dig.) segundo CNP80 para 1992 e segundo CNP94 para 1995

<sup>48</sup> Alguns autores defendem que os grupos sócioprofissionais devem ser também analisados separadamente (Plassard e Tahar (1990) e Lheritier (1992)).

<sup>49</sup> Futuramente designada pelo "peso da mão de obra pouco qualificada".

- Nível de qualificação (5 dig.)
- Tempo completo ou parcial
- Remuneração de base mensal em escudos
- Diuturnidades em escudos
- Remuneração por horas extraordinárias em escudos
- Outras prestações regulares em escudos
- Horas efectuadas no período normal de trabalho
- Horas extraordinárias
- Número de pessoas ao serviço na empresa à qual o trabalhador pertence
- Actividade económica da empresa segundo a CAE-Rev.1 (6 dig.) para 1992 e a CAE-Rev.2 (5 dig.) para 1995
- Volume de vendas anual da empresa em escudos
- Distrito onde se localiza a empresa

Esta informação constitui a fonte fundamental na construção das variáveis utilizadas no estudo empírico que se segue.

## 2.2 AS VARIÁVEIS

Este ponto destina-se à apresentação das variáveis envolvidas neste estudo. Além da sua definição e medição interessa realçar a justificação da sua escolha em detrimento de outras possíveis. Resumidamente, podemos classifica-las da seguinte maneira:

- Variável dependente
  - Ganho horário ( $w$ )
- Variáveis independentes referentes à teoria do capital humano,  $x_i$ :
  - Idade ( $x_1$ )
  - Experiência ( $x_2$ )
  - Antiguidade ( $x_3$ )
  - Habilitações ( $x_4$ )

- Qualificação ( $x_5$ )
- Profissão ( $x_6$ )
- Variáveis independentes referentes à teoria do salário de eficiência,  $y_m$ :
  - Sector ( $y_1$ )
  - Dimensão da empresa ( $y_2$ )
  - Peso da mão de obra pouco qualificada ( $y_3$ )
  - Volume de vendas por pessoas ao serviço ( $y_4$ )
  - Poder de mercado ( $y_5$ )
- Outras variáveis independentes,  $z_n$ :
  - Sexo ( $z_1$ )
  - Tempo parcial ( $z_2$ )
  - Localização da empresa ( $z_3$ )

A variável dependente, **ganho horário**, obtém-se como o rácio do ganho mensal pela duração total do trabalho nesse mês. O ganho mensal inclui a remuneração de base, as diuturnidades, a remuneração por horas extraordinárias e as outras prestações regulares. A duração total do trabalho apresenta-se como o somatório do número de horas efectuadas no período normal de trabalho com o número de horas extraordinárias.

Uma das perguntas que se levantam regularmente a este respeito é, porque é que não se opta pelo salário em vez do ganho como variável dependente?

No âmbito deste estudo gostaríamos de dispor de um indicador que revele a totalidade da remuneração do factor trabalho do ponto de vista da empresa. O conceito de salário, que se encontra próximo do da remuneração de base, é de uma utilidade limitada, dado que lhe escapa parte da remuneração do factor trabalho. O salário tem uma faceta marcadamente institucional, não incluindo a totalidade da componente regular da remuneração nem as prestações regulares e irregulares (esta última relaciona-se fortemente com o conjuntura económica) sendo conhecido, que a componente irregular tende a ganhar crescente preponderância na política salarial das empresas nos anos noventa, em grande parte devido ao seu carácter estimulador de produtividade, justifica-se plenamente a utilização do ganho como

um indicador melhor do que o salário na medição da remuneração do factor trabalho. Mas teremos que ter em conta que a quase totalidade das prestações pecuniárias, surgidas nos anos mais recentes por questões fiscais, encontram-se praticamente a descoberto do ponto de vista estatístico.

O controlo do tempo de trabalho subjacente à remuneração do factor trabalho revela-se como necessário para não pôr o objectivo do nosso estudo em causa. Um trabalhador pode ganhar mais do que outro, não por ser mais produtivo, mas por ter trabalhado mais horas do que o outro. Repare-se nos problemas de especificação que alguns autores conheceram na estimação de funções de ganho por terem descurado este aspecto (Mincer (1974)).

As variáveis representativas da teoria do capital humano na sua versão (1.1.1.4), apresentadas no ponto 1.1.1, incluem-se obviamente nas variáveis independentes referentes à teoria do capital humano. No entanto, encontram-se ainda neste item outras variáveis habitualmente associadas nos trabalhos empíricos a esta teoria. Assim, sustenta-se que o investimento em capital humano específico não se salda somente num prémio de antiguidade, como já mencionado, mas também numa ascensão qualificacional no seio da empresa. E ainda, a variável profissão representa tanto um investimento em capital humano geral como a formação escolar. Não admira, consequentemente, que a variável profissão e qualificação façam parte desta versão alargada da teoria do capital humano.

A variável idade representa a idade do trabalhador no momento do Inquérito dos Quadros de Pessoal. Os trabalhadores com menos de 15 anos e mais de 64 anos são, como referido, excluídos da nossa amostra. Espera-se que a idade tenha um efeito positivo decrescente sobre o ganho.

A variável experiência designa o número de anos de experiência que o trabalhador detém no mercado de trabalho. Os Quadros Pessoal não nos facultam infelizmente o percurso profissional de um trabalhador. Não sabemos efectivamente quando um trabalhador entra activamente no mercado de trabalho ou quanto tempo é que ele esteve desempregado antes de encontrar um novo emprego. Por este motivo foi necessário construir uma proxy para esta variável utilizando-se a definição proposta por Mincer(1974):



$$\text{Experiência} = \text{Idade} - \text{Habitação} - 6\text{anos}$$

Como já referido, a experiência revela um comportamento não linear, isto é, com o aumento dos anos de experiência decresce o seu efeito marginal sobre o salário. Esta convexidade da experiência capta-se com a introdução do quadrado da própria variável, se a medirmos de uma forma contínua, ou, se medida de uma forma discreta, construindo-se classes de anos de experiência.

A antiguidade de um trabalhador na mesma empresa, em anos, é nos directamente fornecida pelos Quadros de Pessoal e tal como a experiência apresenta um comportamento não linear. Neste caso optamos pela representação contínua da antiguidade, o que implica um coeficiente negativo,  $\beta_5$  na expressão (1.1.1.4), do quadrado desta variável.

Podemos apresentar a variável habilitações como variável contínua<sup>50</sup>, representando o número de anos de escolaridade, se admitirmos uma taxa de rentabilidade da formação escolar constante para todos os anos de escolaridade, ou, como variável discreta, representando o grau de habilitação alcançado, se supusermos que a taxa de rentabilidade varia com esses mesmos graus. Neste trabalho, optou-se pela duas representações. O esforço de uma codificação por graus de habilitação coerente para os dois anos em causa, 1992 e 1995, foi dificultado devido à introdução de uma nova classificação de habilitações em 1994.

A variável qualificação<sup>51</sup> é codificada pelas próprias empresas, enquanto que a profissão<sup>52</sup> é codificada segundo o código nacional das profissões pela Direcção Geral das Condições de Trabalho (DGCT-MTS).

---

<sup>50</sup> Esta afirmação não é exacta, visto que só se consideram os anos de escolaridade concluídos, e não fracções dos mesmos.

<sup>51</sup> Apesar de existir o nível de qualificação "0", que corresponde aos Dirigentes, as empresas não costumam codificá-lo.

<sup>52</sup> O Departamento de Estatística do Trabalho, Emprego e Formação Profissional do Ministério do Trabalho e Solidariedade (DETEFP-MTS) costuma introduzir mais quatro grupos profissionais: A – Aprendiz, B- Licenciados e Bacharéis, D- Encarregado geral e R- Outros. Na nossa amostra só se encontraram os primeiros dois grupos, A e B. O grupo B, dos Licenciados e Bacharéis, foi ignorado na análise do capítulo 3, por não se ter conseguido apurar as motivações subjacentes à delimitação deste grupo. No entanto, a equação de ganho de base, em anexo A1 e A2, inclui este grupo para controlar o seu efeito sobre o ganho.

As variáveis independentes referentes à teoria do salário de eficiência descrevem exclusivamente aspectos da própria empresa. Põe-se aqui o problema da escolha da unidade de referência, o estabelecimento ou a empresa. Optou-se pela segunda por três razões:

Em primeiro lugar, a teoria do salário de eficiência foi até agora exclusivamente desenhada para a empresa e não para o estabelecimento. No entanto, não seria complicado estender esta teoria aos estabelecimentos, na medida em que existem empresas com uma estrutura produtiva muito diversificada. Em segundo lugar, os Quadros de Pessoal não fornecem todas as variáveis acima tratadas em função do estabelecimento, nomeadamente, o volume de vendas refere-se sempre à empresa. O que implicaria uma mistura na análise destes dois níveis de agregação. E por último, as empresas em Portugal são na sua quase totalidade mono-estabelecimento (Quadro 2.1.1).

A dimensão da empresa, medida pelo número das pessoas ao serviço, terá segundo o modelo "shirking" um efeito positivo sobre o salário, dado que os custos de supervisão são superiores em empresas de grande dimensão (Oi (1983)).

O modelo dos "custos de rotação" pressupõe que as empresas com custos de formação mais elevados paguem salários melhores. Plassard e Tahar (1990) propõem o peso da mão de obra pouco qualificada no total dos trabalhadores de uma empresa como indicador dos custos de formação. A ideia é a seguinte: uma empresa, que tenha um grande peso de mão de obra não qualificada, não enfrenta significativos custos de formação. Consequentemente, esta empresa não teme o despedimento de um destes trabalhadores, visto que eles são perfeitamente substituíveis por trabalhadores de fora da empresa. E assim, dado os mínimos prejuízos económicos que estes trabalhadores lhe causam em caso de abandono, a empresa não está disposta a pagar salários elevados.

O peso da mão de obra pouco qualificada calcula-se como o rácio entre o número de trabalhadores semi ou não qualificados e o total das pessoas ao serviço na empresa.

Os modelos da ameaça sindical e normativo relacionam a situação no mercado do produto da empresa com as condições salariais que ela oferece. O primeiro, porque a empresa receia o aparecimento de um sindicato que envenene o ambiente de trabalho, e o segundo, porque é justo que a empresa partilhe o seu eventual desafogo económico com os trabalhadores.



Apresentamos dois indicadores que retratam a situação no mercado de produto da empresa: o volume de vendas por pessoas ao serviço e um indicador de poder de mercado. O primeiro transmite uma ideia, mesmo que grosseira, da “performance” económica da empresa. O segundo mede a quota de mercado em termos de volume de vendas da empresa no sector em que se insere, segundo uma desagregação da CAE a seis dígitos para 1992 e a cinco dígitos para 1995.

O efeito específico do sector industrial, medido por dummies sectoriais<sup>53</sup>, não se encontra racionalizado por nenhum dos modelos, aqui expostos, da teoria do salário de eficiência. No entanto, esta teoria prevê que cada empresa/indústria apresenta a sua própria relação funcional entre produtividade e salários<sup>54</sup>. Assim, se a especificidade de uma empresa/indústria vai além das variáveis vulgarmente estudadas neste contexto, o que alguns autores (Krueger e Summers (1988), Lheritier (1992), Araï et alii (1996), ...) sustentam e parece provável, então fará a inclusão de dummies específicos para a indústria com o intuito de captar essa especificidade económica todo o sentido.

As outras variáveis independentes representam aspectos não relacionáveis com as teorias aqui em disputa. As variáveis sexo e tempo parcial estão codificadas como variáveis dummy. O tempo parcial distingue os trabalhadores a tempo parcial dos trabalhadores a tempo completo, retratando uma condição de trabalho. Como o salário se relaciona positivamente com o custo de despedimento, enuncia Stiglitz(1987), que os trabalhadores a tempo parcial cujo custo de despedimento é inferior, auferem um salário inferior ao dos trabalhadores a tempo completo<sup>55</sup>.

A variável distrito apresenta a localização geográfica da empresa em termos dos 18 distritos, em que o continente português se divide.

---

<sup>53</sup> As dummies sectoriais utilizadas para 1992 correspondem praticamente à respectiva CAE rev.1 a dois dígitos. Para 1995 seguiu-se maioritariamente a CAE rev.2 ao nível da subsecção. As diferenças que se detectam em relação à classificação por subsecção devem-se exclusivamente a questões de uma possível comparabilidade com o ano de 1992. Chamando-se, no entanto, à atenção que uma comparação entre estas duas CAE's terá que ser vista sector a sector, visto que se registam mudanças de fundo entre as duas classificações.

<sup>54</sup> Veja-se as páginas 32 a 34.

<sup>55</sup> Nós posicionamos esta variável fora do alcance de qualquer uma das duas teorias. Porém, um relacionamento com a teoria do salário de eficiência seria possível (Stiglitz(1987)).

## 2.3 A METODOLOGIA

Como já enunciado na introdução, a finalidade deste trabalho é testar o ajustamento empírico da teoria do capital humano e da teoria do salário de eficiência na explicação da variabilidade do ganho. O trabalho pioneiro de Krueger e Summers (1988), que motivou um desenvolvimento considerável no âmbito das diferenças salariais intersectoriais, e os trabalhos de Plassard e Tahar (1990), Edin e Zetterberg (1992), Araï et alii (1996) e Haisken-DeNew e Schmidt (1997) servem de base de apoio a este estudo.

Para analisar as questões subjacentes ao presente estudo estimam-se várias equações genéricas de ganho (2.3.2):

(2.3.1)

$$w_i = e^{c + \sum_{l=1}^q a_l x_{l,i} + \sum_{m=1}^r b_m y_{m,i} + \sum_{n=1}^s d_n z_{n,i} + u_i}, i = 1, \dots, N$$

(2.3.2)

$$\Leftrightarrow \ln(w_i) = c + \sum_{l=1}^q a_l x_{l,i} + \sum_{m=1}^r b_m y_{m,i} + \sum_{n=1}^s d_n z_{n,i} + u_i$$

(2.3.3)

$$\Leftrightarrow (w_i, x_q, y_r, z_s)$$

Em que  $\ln(w_i)$  representa o logaritmo neperiano do ganho horário do indivíduo  $i$ ;  $q$  o número de variáveis independentes da teoria do capital humano referente ao indivíduo  $i$ ;  $x_{l,i}$  a  $l$ -ésima variável independente da teoria do capital humano referente ao indivíduo  $i$ ;  $r$  o número de variáveis independentes da teoria do salário de eficiência referente ao indivíduo  $i$ ;  $y_{m,i}$  a  $m$ -ésima variável independente da teoria do salário de eficiência referente ao indivíduo  $i$ ;  $s$  o número das outras variáveis independentes referente ao indivíduo  $i$ ;  $z_{n,i}$  a  $n$ -ésima outra variável independente referente ao indivíduo  $i$ ;  $c$  a constante;  $u_i$  o erro aleatório e  $N$  a dimensão da amostra.

É do conhecimento geral que o salário apresenta uma distribuição lognormal. Consequentemente estimam-se vulgarmente equações log-lineares do tipo (2.3.2) em estudos deste âmbito. Porém, para analisar possíveis efeitos não lineares das variáveis explicativas introduzem-se as variáveis não só na sua forma discreta como, também, de forma contínua, incluindo o seu quadrado. Depois de experimentar os possíveis tipos de especificação da equação de ganho genérica aponta-se a modelização enunciada em anexo (A1 para 1992 e A2 para 1995) como a que se ajusta melhor aos dados. Esta especificação de base da equação de ganho serve de ponto de partida na análise desenvolvida no decorrer da parte empírica. A representação (2.3.3) serve como simplificação formal da equação (2.3.2), surgindo na continuação deste trabalho por uma questão de comodidade. Neste contexto codifica-se, por exemplo, uma regressão do logaritmo neperiano do ganho horário sobre as dummies sectoriais, como a única variável explicativa, da seguinte forma:  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_0, \mathbf{y}_1, \mathbf{z}_0)$ .

No processo de estimação das equações de ganho levantou-se um problema de multicolinearidade quase perfeita entre a variável idade e experiência. O coeficiente de correlação entre a idade e a experiência regista um valor preocupante de 0,96 em 1992 e 1995. Este tipo de problema nos nossos dados não aparece por acaso, visto que a variável idade desempenha um papel predominante na construção da variável experiência. Sabendo das dificuldades que este problema de má informação acerca da variável experiência cria à análise estatística, não se incluem esta duas variáveis simultaneamente, mas alternadamente, na modelização a estimar.

A análise de especificação revelou que a variância do termo de erro  $u_i$  não é constante, variando com o indivíduo<sup>56</sup>. A heterocedasticidade aparece tipicamente em dados "cross-section", como os que servem de base ao presente estudo. Dado que este factor torna a inferência estatística ineficiente utiliza-se a matriz de covariâncias de White(1980) no desenrolar das estimações da equação de ganho neste trabalho.

O tratamento e correcção dos diferentes focos de um possível enviesamento na estimação da função de ganho, mencionados na secção 1.1.1, não se situam no âmbito deste trabalho,

---

<sup>56</sup> Efectuaram-se o teste de White(1980) e de Breusch-Pagan(1979), este último só com as variáveis ligadas à empresa. A hipótese nula, de homocedasticidade, foi categoricamente rejeitada nos dois testes.

chamando-se somente à atenção de um trabalho recente de Brownstone e Valletta (1996), que se debruça aprofundadamente sobre esta problemática.

Resta esclarecer algumas propriedades, de grande utilidade no capítulo seguinte, do modelo log-linear.

Sendo  $k$  uma variável explicativa contínua com o coeficiente  $a_1$  na equação do ganho e apresentado-se essa mesma equação numa especificação log-linear genérica do tipo (2.3.2):

$$\ln w = c + a_1 k + u \Leftrightarrow w = e^{c+a_1 k+u} \quad (2.3.4)$$

$$\Rightarrow \frac{\delta w}{\delta k} = w a_1 \quad (2.3.5)$$

$$\Rightarrow \frac{\delta w}{w} \frac{1}{\delta k} = \frac{\delta \ln w}{\delta k} = a_1 \quad (2.3.6)$$

Se a variável  $k$  se alterar marginalmente em termos absolutos, varia o ganho em termos relativos  $a_1$ . O efeito marginal de  $k$  na versão log-linear da equação de ganho dá-nos directamente a semi-elasticidade  $a_1$  (2.3.6). Não esquecendo que no presente estudo quase todas as equações são do tipo (2.3.4), obtém-se directamente a semi-elasticidade do ganho em relação a qualquer variável contínua, na forma da sua derivada, que, por sua vez, se confunde nesta relação funcional (2.3.4) com o coeficiente da regressão. A igualdade entre coeficiente e derivada é ocasional, bastando enriquecer a especificação genérica com o quadrado da respectiva variável contínua para desfazer esta identidade:

$$(2.3.7)$$

$$(2.3.8)$$

$$\ln w = c + a_1 k + a_2 k^2 + u \Leftrightarrow w = e^{c+a_1 k+a_2 k^2+u}$$

$$\Rightarrow \frac{\delta w}{w} \frac{1}{\delta k} = \frac{\delta \ln w}{\delta k} = a_1 + 2a_2 k$$

Sendo  $\ln w = f(k)$ , se a variável contínua  $k$ , em vez de variar marginalmente, variar  $n$  anos, então varia o ganho em termos relativos:

$$\Rightarrow \int_t^{t+n} f'(k) dk = [f(k)]_t^{t+n} = f(t+n) - f(t) \quad (2.3.9)$$

A variação do ganho neste caso corresponde ao somatório da totalidade das variações marginais entre o momento da partida  $t$  e o momento de chegada  $t+n$ . Verificando-se, por exemplo,  $t=0$  e a condição (2.3.7) teremos:

$$\Rightarrow \int_0^n f'(k) dk = [f(k)]_0^n = f(n) - f(0) = a_1 n + a_2 n^2 \quad (2.3.10)$$

No caso de uma variável explicativa qualitativa não se pode aplicar o raciocínio anteriormente exposto. A função de ganho não é contínua em  $k$  e, conseqüentemente, não é diferenciável. Sendo  $k$  uma variável explicativa discreta, designada dummy, que assume só dois valores,  $k=0$  e  $k=1$ , com o coeficiente  $a_1$  na equação do ganho. Partindo da especificação log-linear (2.3.4), obtemos:

$$w = e^{c+a_1 k+u}, k = 0,1 \quad (2.3.11)$$

$$\Leftrightarrow w = \begin{cases} e^{c+u}, k = 0 \\ e^{c+a_1+u}, k = 1 \end{cases} \quad (2.3.12)$$

$$\Rightarrow \frac{\Delta w}{\Delta k} = (e^{a_1} - 1)w, \Delta k = 1 - 0 = 1 \quad (2.3.13)$$

$$\Rightarrow \frac{\Delta w}{w} \frac{1}{\Delta k} = (e^{a_1} - 1) \quad (2.3.14)$$

Se passarmos de um estado qualitativo em que se verifica  $k=0$  para um outro estado em que se verifica  $k=1$ ,  $\Delta k=1$ , então varia o ganho em termos relativos  $e^{a_1}-1$  (2.3.14). Numa situação oposta,  $\Delta k=-1$ , reduz-se o ganho obviamente em termos relativos  $-(e^{a_1}-1)$ . Aqui não se fala de uma variação quantitativa diminuta da variável, mas sim, de uma mudança qualitativa da mesma. Ao contrário do verificado no caso da variável contínua, na especificação genérica (2.3.6), teremos que sujeitar o coeficiente  $a_1$ , dado pela equação de ganho log-linear que estimamos, a uma transformação aritmética no intuito de nos proporcionar o correspondente à semi-elasticidade do caso anterior (2.3.14).

Em suma, no capítulo que se segue, o capítulo em que se relatam os resultados empíricos, utilizaremos as expressões acima explicitadas para descrever o relacionamento entre o ganho e uma variável explicativa genérica  $k$ . Nomeadamente, se se falar do efeito de  $k$  sobre o ganho estaremos perante as expressões (2.3.6) ou (2.3.8), se se mencionar o efeito acumulado de  $n$  anos de  $k$  sobre o ganho referimo-nos a (2.3.10), e se, no caso da variável  $k$  ser discreta, apresentarmos o efeito dos níveis ou das classes de  $k$  sobre o ganho referimo-nos à equação (2.3.14).



### 3. OS RESULTADOS EMPÍRICOS

#### 3.1 A TEORIA DO CAPITAL HUMANO

O ajustamento empírico do modelo típico da modelização da teoria do capital humano  $(w; x_q, y_0, z_0)$  parece satisfatório, explicando 51,1% da variância do logaritmo do ganho horário ( $R^2$  ajustado) em 1992 e respectivamente 51,8% em 1995 (em anexo A3).

**Quadro 3.1.1**

**Coeficientes <sup>57</sup> das variáveis contínuas <sup>58</sup>**

Em anos	1992		1995	
	$(w; x_q, y_0, z_0)$	$(w; x_q, y_r, z_s)$	$(w; x_q, y_0, z_0)$	$(w; x_q, y_r, z_s)$
Idade	4,11%	2,64%	3,04%	2,25%
Idade ao quadrado	-0,04%	-0,03%	-0,03%	-0,02%
Experiência	3,14%	2,06%	2,50%	1,87%
Experiência ao quadrado	-0,04%	-0,03%	-0,03%	-0,03%
Antiguidade	1,71%	0,51%	1,39%	0,79%
Antiguidade ao quadrado	-0,04%	-0,01%	-0,01%	-0,01%
Escolaridade	3,12%	0,70%	3,39%	0,81%
Escolaridade ao quadrado	0,21%	0,18%	0,16%	0,17%
Escolaridade(B) <sup>59</sup>	6,13%	3,37%	5,91%	3,49%

Apresentam-se os coeficientes das variáveis relacionadas com a teoria do capital humano não só resultantes da modelização típica como, também, resultantes de uma modelização mais vasta  $(w; x_q, y_r, z_s)$ , abrangendo todas as variáveis explicativas deste trabalho. A modelização mais vasta atinge uma capacidade explicativa de 69% da variância do logaritmo do ganho horário ( $R^2$  ajustado) em 1992 e respectivamente de 67,6% em 1995 (em anexo A3).

<sup>57</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

<sup>58</sup> Como enunciado na expressão (2.3.8) os coeficientes das variáveis contínuas, excepto o caso da escolaridade (B), terão que ser transformados segundo (2.3.8) para representarem o respectivo efeito marginal.

<sup>59</sup> Nesta especificação, escolaridade (B), só se incluiu a escolaridade simples e não o quadrado dos anos de escolaridade. Daí que o efeito marginal seja igual ao valor do coeficiente (2.3.6).

Comparando os coeficientes de cada variável nas diferentes modelizações escolhidas, sublinha-se que a magnitude dos mesmos coeficientes se reduz quase a metade se se optar pela modelização completa. Metade do efeito salarial da idade nos grupos etários mais elevados, quase metade do efeito salarial da experiência nos grupos mais experientes, metade do efeito salarial das habilitações e parte do efeito salarial das restantes variáveis não são atribuíveis à teoria do capital humano mas sim a factores ligados á empresa ou às outras variáveis explicativas. Os coeficientes da teoria do capital humano encontram-se consequentemente, na especificação restrita, sobreavaliados, dado que acumulam alguns efeitos de outros factores. Factores esses que se correlacionam positivamente com as variáveis da teoria do capital humano e com o ganho.

**Quadro 3.1.2**  
**Efeito das classes<sup>60</sup> de idade sobre o ganho<sup>61</sup>**

Idade (anos)	1992		1995	
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
Até 19	-17,39%	-13,45%	-13,51%	-11,48%
20 a 24	-8,03%	-5,36%	-7,09%	-5,83%
25 a 30 (ref.) <sup>62</sup>	0%	0%	0%	0%
31 a 35	7,38%	3,54%	5,46%	4,52%
36 a 40	13,83%	6,12%	11,52%	7,34%
41 a 45	21,43%	8,51%	16,53%	9,70%
46 a 50	23,28%	8,20%	22,76%	11,49%
51 a 55	18,08%	6,32%	24,43%	11,57%
56 a 60	11,87%	4,02%	17,60%	10,09%
mais do que 60	6,67%	3,90%	8,85%	5,95%

Como a teoria o tinha enunciado<sup>63</sup>, o perfil de ganho-idade que se traça é estritamente convexo, tanto na apresentação contínua como por níveis da variável idade (Quadros 3.1.1 e

<sup>60</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

<sup>61</sup> Este efeito salarial calcula-se como apresentado na expressão (2.3.14).

<sup>62</sup> Todos os outros grupos etários comparam-se ao grupo etário de referência. Por exemplo, o grupo dos 51 a 55 anos de idade ganha, *ceteris paribus*, em 1992 no modelo restrito (w;x<sub>q</sub>,y<sub>0</sub>,z<sub>0</sub>) mais 18,08% do que o grupo etário dos 25 a 30 anos de idade.

3.1.2). O coeficiente do quadrado da idade é negativo, enunciando uma relação côncava entre ganho e idade. Os escalões mais jovens encontram-se nos dois anos em causa fortemente penalizados em relação aos mais velhos. Os jovens até 19 anos ganham menos 13,5% em 1992 e 11,5% em 1995, respectivamente, do que o grupo de referência, o grupo dos 25 a 30 anos de idade. Este perfil-idade atinge o seu máximo, em termos de valorização salarial, no grupo dos 41 a 45 anos em 1992 e no grupo dos 51 a 55 anos em 1995. O máximo não só se deslocou em 1995 do ponto de vista do grupo de referência para um escalão etário mais elevado como, também, atinge nesse ano uma expressão mais alargada e pronunciada<sup>64</sup> (Quadro 3.1.2).

**Quadro 3.1.3**  
**Efeito das classes de experiência sobre o ganho<sup>65</sup>**

Experiência (anos)	1992		1995	
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
Até 6	-19,73%	-15,61%	-18,51%	-16,44%
7 a 10	-7,48%	-5,34%	-7,05%	-5,97%
11 a 14 (ref.)	0%	0%	0%	0%
15 a 18	5,29%	3,33%	4,63%	3,92%
19 a 22	11,51%	5,97%	9,03%	6,18%
23 a 26	17,22%	8,59%	13,16%	8,41%
27 a 31	22,87%	10,26%	18,58%	11,04%
32 a 37	28,81%	11,90%	24,28%	13,13%
mais do que 37	23,60%	9,00%	24,29%	12,40%

A relação ganho-experiência apresenta tal como a idade um perfil convexo (Quadros 3.1.1 e 3.1.3). Também aqui, revelam os escalões menos experientes um forte desconto salarial em relação aos escalões mais experientes, porventura um desconto superior ao verificado para a

<sup>63</sup> Consulte-se precisamente o modelo de Ben-Porath (1967) na página 13.  
<sup>64</sup> Esta afirmação não parece tão clara se considerarmos a versão contínua desta variável (Figura 3.1.1).  
<sup>65</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

idade. Os jovens com menos 6 anos de experiência ganham menos 15,6% em 1992 e 16,4% em 1995, respectivamente, do que os jovens com 11 a 14 anos de experiência. Neste caso o perfil ganho-experiência atinge, nos dois anos em estudo, o seu máximo, em termos de valorização salarial, no mesmo escalão, o grupo com 32 a 37 anos de experiência. No entanto, o máximo atinge em 1995, como verificado para a idade, uma expressão muito mais alargada e pronunciada do que em 1992. Prova disso, é o desempenho do escalão dos trabalhadores com mais do que 37 anos de experiência, que reclama para si em 1995 um acréscimo salarial superior ao verificado no escalão máximo de 1992 (Quadro 3.1.3).

A questão do capital humano específico, introduzida por Becker (1975), conhece o desenlace esperado. Com o aumento de antiguidade na mesma empresa decresce o efeito marginal de cada ano de antiguidade sobre o ganho, por outras palavras, o coeficiente do quadrado da antiguidade é, como já se tinha verificado para a idade e experiência, negativo. Porém, à revelia do registado para as outras duas variáveis, o máximo em termos de valorização salarial desloca-se para um escalão de antiguidade inferior, passando de cerca de 44 anos em 1992 para 35 anos em 1995. Para além de ter diminuído o tempo necessário para atingir o topo da valorização salarial, também aumentou o prémio salarial máximo em relação ao ano de 1992 (Quadro 3.1.1 e Figura 3.1.1).

Como já afluído no primeiro capítulo, na apresentação teórica do modelo do capital humano, a taxa de rentabilidade da formação escolar  $r_s$  apresenta-se como o efeito marginal da escolaridade, de um ano escolar, sobre o ganho<sup>66</sup>.

Esta rentabilidade do investimento na formação escolar deve ser analisada nas suas duas vertentes, como a rentabilidade de um ano escolar, e, como a rentabilidade acumulada dos diferentes níveis de habilitação. Como era de esperar, a instrução escolar tem um efeito positivo sobre o ganho, no entanto, a dimensão deste efeito positivo não é igual para os diferentes níveis de habilitação.

---

<sup>66</sup> Vejam-se as páginas 13 a 14.

Por memória, para o ano de 1986, Magalhães e Abecassis (1992) estimam uma taxa de rentabilidade de um ano escolar na ordem dos 10,7% para os homens e 11,6% para o sexo feminino e realçam, numa análise das habilitações por níveis, que a rentabilidade do nível "sem grau de habilitação" não se distingue estatisticamente do ensino primário e que a licenciatura revela quase a mesma rentabilidade que o bacharelato<sup>67</sup>.

**Quadro 3.1.4**  
**Efeito dos níveis de habilitação sobre o ganho<sup>68</sup>**

Níveis de habilitação (número de anos médios de escolaridade) <sup>69</sup>	1992		1995	
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
0	-5,96%	-2,78%	-8,40%	-5,63%
4 (ref.)	0%	0%	0%	0%
6	16,64%	7,53%	13,96%	7,07%
9	47,30%	21,30%	39,52%	18,28%
12	72,41%	32,87%	58,32%	28,76%
15	108,02%	58,92%	92,05%	55,91%
17	169,97%	88,39%	156,39%	85,75%

Elegendo, no presente estudo, como referência um indivíduo que tenha somente concluído o ensino primário destacam-se as seguintes conclusões: Primeiro, toda a grelha salarial piorou ligeiramente em relação ao indivíduo de referência, entre 1992 e 1995. Desta forma, os indivíduos sem qualquer grau de ensino vêm-se crescentemente discriminados em termos

<sup>67</sup> Magalhães e Abecassis (1992) elaboram funções de salário mincerianas por sexo, dificultando a comparabilidade dos seus resultados com os do presente estudo. Porém, basta ponderar os coeficientes estimados da mesma variável para os diferentes sexos pelo peso do respectivo sexo no total dos indivíduos para possibilitar uma comparação com os nossos resultados. Outra possível descontinuidade em relação a este estudo prende-se com o facto dos autores não considerarem as qualificações e as profissões na especificação da teoria do capital humano.

<sup>68</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

<sup>69</sup> Os níveis de habilitação entre 1992 e 1995 só são condicionalmente comparáveis devido à nova classificação de habilitações em vigor desde 1994. A classificação "0" designa o grupo que nem tem a 4º classe, "4" o grupo que concluiu somente a 4ª classe, "6" o grupo que concluiu a 6ª classe , "9" o grupo que concluiu a 9ª classe, "12" o grupo que concluiu a 12ª classe, "15" equivale aos bacharéis e "17" aos licenciados.

salariais, revelando-se este grupo como o grande perdedor dos anos noventa. Os indivíduos com um nível de habilitação superior ao ensino primário aproximaram-se ligeiramente do indivíduo de referência, entre 1992 e 1995. No entanto, se comparado com 1986, os anos noventa tiveram o mérito de desfazer, uma vez por todas, a quase igualdade de rentabilidade entre os dois níveis de habilitação mais altos (Quadro 3.1.4).

Quadro 3.1.5

Taxa de rentabilidade entre níveis de habilitação subsequentes

Níveis de habilitação (número de anos médios de escolaridade)	1992	1995
	(w; <i>x</i> <sub>q</sub> , <i>y</i> <sub>r</sub> , <i>z</i> <sub>s</sub> )	
4 versus 0	0,70%	1,41%
6 versus 4	3,77%	3,53%
9 versus 6	4,59%	3,74%
12 versus 9	3,86%	3,49%
15 versus 12	8,68%	9,05%
17 versus 15	14,74%	14,92%

A taxa de rentabilidade de um ano escolar compatível com a estimada por Magalhães e Abecassis (1992) para o ano de 1986, situa-se nos 6,1% para o ano de 1992 e 5,9% para o ano de 1995 (Quadro 3.1.1). Portanto, a rentabilidade escolar baixou consideravelmente desde finais dos anos oitenta, na linha do que se verificou na rentabilidade do capital físico. Mas, repare-se que, provavelmente, quase metade desta taxa de rentabilidade escolar terá, num segundo olhar, nada a ver com a escolaridade, mas sim, com factores extra escolares, extra teoria do capital humano, com factores que se relacionam positivamente com a escolaridade e o ganho.

A análise das diferentes taxas de rentabilidade ainda se torna mais nítida se calcularmos a taxa de rentabilidade de cada ano escolar entre dois níveis de habilitação subsequentes, que se apresenta como:  $r_{ij} = (r_i - r_j) / \Delta s$ , sendo *i* e *j* dois níveis de habilitação subsequentes, *r<sub>i</sub>* a taxa

de rentabilidade do nível habilitacional  $i$  e  $\Delta s$  o número de anos de escolaridade entre o níveis de habilitação  $i$  e  $j$  (Quadro 3.1.5).

Neste caso, a rentabilidade de um ano escolar só se diferencia de um outro, se os respectivos anos escolares se situarem em níveis de habilitação distintos. Caso esta taxas de rentabilidade entre os diversos graus de ensino seja idêntica justifica-se plenamente a apresentação da variável habilitação como variável contínua simples, caso contrário, como discreta. Magalhães e Abecassis (1992) fazem este exercício para 1986 e detectam como máximo absoluto a taxa de rentabilidade de um ano escolar do Bacharelato versus Curso Complementar (15 versus 12) logo seguido pela do Curso Geral versus Ensino Preparatório (9 versus 6). Repare-se que, do ponto vista deste critério, um indivíduo devia no mínimo concluir o Curso Geral ( 9 anos) e idealmente o Bacharelato (15 anos). Para os anos 1992 e 1995 a lição a tirar é bem diferente. Se os 9 anos de escolaridade continuam a ser a melhor opção para quem quer deixar o ensino cedo, apresenta-se agora a Licenciatura versus Bacharelato (17 versus 15) como a escolha óptima, com uma taxa de rentabilidade de cada ano escolar de 14,7% em 1992 e 14,9% em 1995. E o Bacharelato (15 anos) só faz sentido como ponto de passagem para a Licenciatura (17 anos), ao contrário do que se verificava em 1986. A leitura do Quadro 3.1.5 parece favorecer uma apresentação discreta da variável habilitações. No entanto, a introdução do quadrado da escolaridade parece captar bem o padrão crescente da taxa de rentabilidade escolar (Quadro 3.1.1).

Centremo-nos agora noutro aspecto deveras interessante. Se compararmos os coeficientes estimados à luz das duas especificações utilizadas, a completa, que inclui a totalidade das variáveis, e a reduzida, que inclui somente as variáveis referentes à teoria do capital humano, ressalta que, tanto para 1992 como para 1995, os coeficientes se reduzem sensivelmente a metade na passagem da especificação reduzida para a completa. Metade do efeito atribuível aos diversos níveis de habilitação, numa especificação típica da teoria do capital humano, revela-se, num segundo olhar, atribuível a outros factores, possivelmente ligados à empresa.

Quadro 3.1.6

Efeito dos níveis de qualificação sobre o ganho<sup>70</sup>

Níveis de qualificação	1992		1995	
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
1 – Quadros Superiores	70,32%	70,00%	59,45%	40,70%
2 – Quadros Médios	63,86%	49,94%	55,82%	41,11%
3 – Encarregados, Cont., Chefes de Equipa	31,24%	28,19%	30,84%	27,02%
4 – Profissionais altamente qualificados	33,99%	25,41%	23,54%	18,64%
5 – Profissionais qualificados (ref.)	0%	0%	0%	0%
6 – Profissionais semi-qualificados	-9,59%	-7,46%	-12,91%	-7,95%
7 – Profissionais não qualificados	-10,09%	-14,29%	-13,38%	-13,89%
8 – Praticantes e Aprendizes	-17,85%	-15,56%	-17,85%	-14,48%

Para o estudo da variável qualificações não se levanta nenhum tipo de problemas de compatibilidade de níveis de qualificação entre os dois anos em questão, dado que a classificação de qualificações não sofreu nenhuma alteração entre 1992 e 1995. Os Quadros, Superiores e Médios, apresentam-se como as qualificações mais premiadas dentro de uma empresa. No entanto, a diferença que os separa do trabalhador qualificado, que representa a referência neste contexto, reduziu-se consideravelmente em 1995. Os Quadros Superiores e Médios encontram-se em 1995 descontado o efeito dos restantes aspectos que influem no ganho, surpreendentemente, ao mesmo nível salarial, auferindo cerca de 41% mais do que um profissional qualificado. Abstraindo desta surpresa proporcionada pelos quadros, mantém-se a mesma dimensão no escalonamento salarial dos restantes níveis de qualificação em relação ao trabalhador qualificado (Quadro 3.1.6).

<sup>70</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.



Quadro 3.1.7

Efeito dos níveis de profissão sobre o ganho em 1992<sup>71</sup>

Profissões (CNP 1980)	1992	
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
0/1 - Prof. Científicas, técnicas e artísticas	5,65%***	8,47%***
2 - Directores e Quadros Superiores	27,83%***	20,48%***
3 - Pessoal Administrativo	14,52%***	7,79%***
4 - Pessoal do Comércio e Vendedores	-2,06%***	5,17%***
5 - Serv. de Protecção, Segurança, Pessoais e Domésticos	-9,21%***	0,66%
6 - Agricultores, Criadores de Animais, Trabalhadores agrícolas e florestais	-17,06%***	2,36%
7/8/9 - Trabalhadores das Indústrias Extractiva e Transformadora (ref.)	0%	0%
A - Aprendizizes, Praticantes, Estagiários	-1,77%**	-2,02%***

Uma reformulação, entretanto processada, da Classificação Nacional das Profissões (CNP), passando da versão 1980 para a de 1994, dificulta sobremaneira uma comparação das diferentes classes profissionais entre o ano de 1992 e 1995. Por esta razão, na impossibilidade da compatibilizar as duas versões, optou-se pela apresentação em separado, Quadros 3.1.7 e 3.1.8, do efeito salarial dos níveis profissionais para os dois anos. Em 1992 constata-se que somente os Aprendizizes (A-CNP80) ganham menos do que a classe de referência, os Trabalhadores das Indústrias Extractiva e Transformadora (7/8/9-CNP80). O ganho dos trabalhadores dos Serviços Pessoais e Domésticos (5-CNP80) e dos Agricultores (6-CNP80) não se distinguem estatisticamente do do grupo profissional de referência. No ano de 1995 regista-se uma mudança substancial na hierarquia salarial das classes sócioprofissionais.

Infelizmente, não se consegue determinar concludentemente se esta alteração espelha uma transformação qualitativa do universo ou se ela resulta exclusivamente de uma descontinuidade conceptual na passagem de uma versão da Classificação Nacional das Profissões para a outra. Os Agricultores<sup>72</sup> (6-CNP94) aparentam ser um dos grandes penalizados em termos salariais, se compararmos 1995 com 1992. A sua posição relativa degrada-se de tal forma em relação aos Operários (7-CNP94), ganham menos 7,1% do que estes últimos, que rendem os Aprendizizes no fundo da tabela. Surpreendente, apresenta-se o posicionamento relativo do Pessoal dos Serviços e Vendedores, encontrando-se em 1995 ao nível dos trabalhadores não qualificados.

**Quadro 3.1.8**

**Efeito dos níveis de profissão sobre o ganho em 1995<sup>73</sup>**

Profissões (CNP 1994)	1995	
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>0</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
1 – Quadros Superiores da Administração Pública, Dirigentes e Quadros Superiores de Empresas	27,10%***	37,64%***
2 – Especialistas das Profissões Intelectuais e Científicas	23,12%***	28,35%***
3 – Técnicos e Profissões de Nível Intermédio	30,86%***	17,81%***
4 – Pessoal Administrativo e Similares	20,86%***	7,62%***
5 – Pessoal dos Serviços e Vendedores	-7,07%***	-2,55%***
6 – Agricultores e Trabalhadores Qualificados da Agricultura e Pescas	-10,89%***	-7,08%***
7 – Operários, Artífices e Trabalhadores Similares (ref.)	0%	0%
8 – Operadores de Instalações e Máquinas e Trabalhadores da Montagem	10,58%***	-0,70%**
9 – Trabalhadores não Qualificados	4,05%***	-2,65%***
A - Aprendizizes, Praticantes, Estagiários	0,88%	-2,16%***

<sup>71</sup> Se "\*\*\*\*" o coeficiente é estatisticamente significativo a um nível de significância de 1%, se "\*\*\*" a um nível de significância de 5%, se "\*\*" a um nível de significância de 10%. Os restantes coeficientes não são estatisticamente significativos a um nível de significância de 10%.

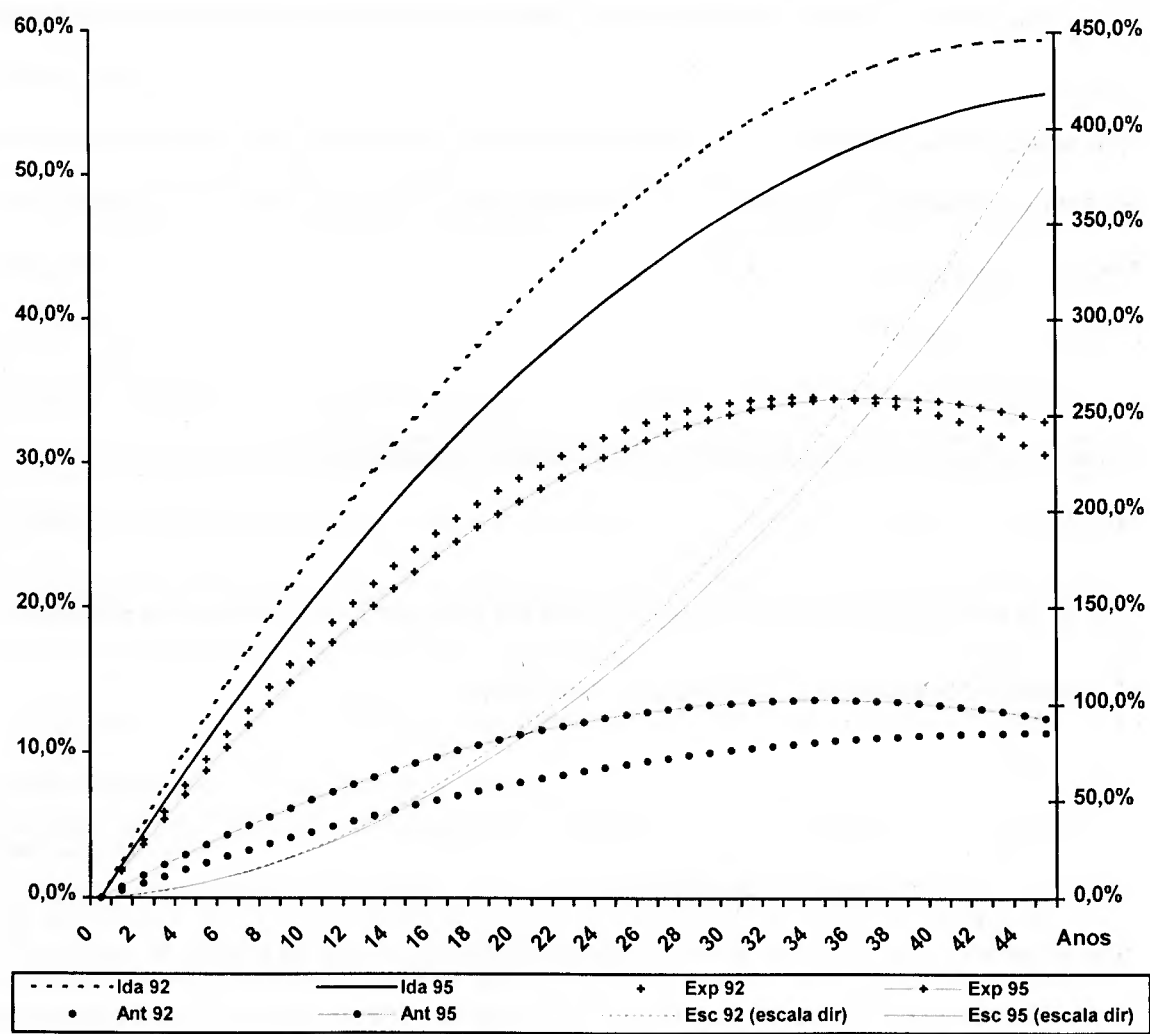
<sup>72</sup> O grupo sócioprofissional dos Agricultores apresenta nas duas diferentes classificações uma grande estabilidade.

<sup>73</sup> Veja-se a nota nº 71.

Chama-se, outra vez, à atenção para a dicotomia existente entre a modelização restrita ( $w;x_q,y_0,z_0$ ) e completa ( $w;x_q,y_r,z_s$ ). Num olhar que se limita à versão restrita conclui-se, em 1992, que os Agricultores e os trabalhadores dos Serviços Pessoais e Domésticos se encontram numa situação muito mais preocupante em relação à referência do que se verifica efectivamente no contexto da modelização completa. Em 1995, destaca-se que os Operadores de Instalações (8-CNP94) que auferem, numa versão reduzida do modelo, 10,6% mais do que os Operários, situam-se, na versão completa, ao mesmo nível dos Operários.

Figura 3.1.1

Efeito acumulado da idade (Ida), experiência (Exp), antiguidade (Ant) e escolaridade (Esc) sobre o ganho, 1992 e 1995



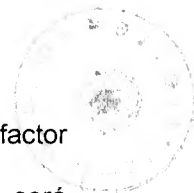
Em jeito de resumo, aponta-se que a teoria do capital humano explica satisfatoriamente metade da variabilidade do logaritmo do ganho. Parte desta capacidade explicativa advém do facto das variáveis desta teoria se correlacionarem positivamente com algumas variáveis explicativas omitidas. Os coeficientes estimados confirmam o enunciado pela teoria. As variáveis, idade, experiência e antiguidade revelam efeitos marginais sobre o ganho decrescentes. O efeito salarial da idade, apesar de ter diminuído em 1995, apresenta-se como o mais forte destas três variáveis. A experiência segue-se à idade em magnitude do efeito salarial, representado aproximadamente metade do efeito deste último. O prémio da antiguidade parece ter aumentado consideravelmente em 1995 em relação a 1992. Mesmo assim, o prémio salarial máximo devido à antiguidade representa pouco mais do que um terço do correspondente prémio para a experiência. A taxa de rentabilidade da escolaridade não apresenta um efeito marginal sobre o ganho constante, como vulgarmente aceite, mas crescente (Mincer (1974), Psacharopoulos (1981)), mas crescente (Quadro 3.1.1 e Figura 3.1.1).

Os níveis de qualificação e os grupos sócioprofissionais apresentam um escalonamento salarial coerente com o registado noutros trabalhos (Lheritier (1992) e Araï et alii (1996)).

## **3.2 A TEORIA DO SALÁRIO DE EFICIÊNCIA**

### **3.2.1 A dimensão da empresa, o peso da mão de obra pouco qualificada, o volume de vendas e o poder de mercado**

Na análise anterior salientou-se a importância de outros factores explicativos, não ligados à teoria do capital humano, na determinação do ganho. Neste capítulo tentaremos esclarecer precisamente o papel das variáveis explicativas ligadas à teoria do salário de eficiência: a dimensão da empresa, peso da mão de obra pouco qualificada na empresa, volume de vendas



por pessoas ao serviço, poder de mercado e sector de filiação da empresa. Este último factor explicativo, dado o desenvolvimento teórico e empírico que suscitou e continua a suscitar, será tratado exaustivamente num ponto à parte deste capítulo. No entanto, e ao contrário do verificado no capítulo anterior, só se apresentarão os coeficientes resultantes da especificação completa  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_r, \mathbf{z}_s)$ . Enquanto que para a teoria do capital humano faz sentido apresentar os coeficientes das duas especificações, não nos esqueçamos que esta teoria se baseia originalmente na versão reduzida  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_0, \mathbf{z}_0)$ , no caso da teoria do salário de eficiência apresenta-se habitualmente a versão completa.

Ensaando a nulidade dos coeficientes das variáveis explicativas desta teoria rejeita-se essa hipótese inequivocamente para a totalidade das variáveis em causa (em anexo A4). O que nos proporciona já uma primeira resposta à questão que opõe a teoria do salário de eficiência à teoria do capital humano. Estatisticamente, não só as variáveis respeitantes ao indivíduo influem no ganho como, também, as variáveis ligadas à empresa desempenham o seu papel. Porém, qual é a importância relativa de cada um destes dois conjuntos de variáveis?

Edin e Zetterberg (1992) propõem o estudo comparativo do erro padrão da regressão<sup>74</sup> para avaliar o contributo relativo, na fixação do ganho, do conjunto das variáveis afectas às diferentes teorias em causa. Assim e com base no proposto por estes autores, o erro padrão aumenta 15,5% em 1992 e 14,2% em 1995, se retirarmos as variáveis ligadas à teoria do salário de eficiência da equação do ganho,  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_r, \mathbf{z}_s) \rightarrow (\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_0, \mathbf{z}_s)$ . Obviamente, este quadro só se completa se dispusermos dos respectivos valores para os outros conjuntos de variáveis. O erro padrão cresce 25,9% em 1992 e 27,2% em 1995, se retirarmos as respectivas variáveis do capital humano da equação do ganho,  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_r, \mathbf{z}_s) \rightarrow (\mathbf{w}; \mathbf{x}_0, \mathbf{y}_r, \mathbf{z}_s)$ , e 3,3% em 1992 e 2,4% em 1995, depois de removidas as outras variáveis explicativas da equação do ganho,  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_r, \mathbf{z}_s) \rightarrow (\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_r, \mathbf{z}_0)$ . As variáveis do salário de eficiência representam desta forma aproximadamente 60% do peso das variáveis do capital humano em 1992 e 52,2% em 1995 (em anexo A3).

De salientar, primeiro, que a teoria do salário de eficiência tem uma expressão empírica tão significativa que põe de lado qualquer tentativa de formulação de uma equação de ganho que

---

<sup>74</sup> O "erro padrão da regressão" ou o "desvio padrão da regressão" são sinónimos.

não tenha em conta esta realidade e, segundo, que a importância relativa das variáveis do capital humano versus variáveis do salário de eficiência parece ter-se ampliado em 1995.

Quadro 3.2.1.1

Efeito da dimensão de empresa sobre o ganho<sup>75</sup>

Dimensão da empresa (número de pessoas ao serviço)	1992	1995
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	
Até aos 4	-28,32%***	-27,18%***
5 aos 9	-21,81%***	-21,29%***
10 aos 19	-17,15%***	-16,64%***
20 aos 49	-12,19%***	-12,64%***
50 aos 99	-8,70%***	-8,12%***
100 aos 199	-6,42%***	-6,37%***
200 aos 499	-3,53%***	-3,93%***
500 aos 999	0,09%	-2,49%***
1000 e mais (ref.)	0%	0%

Diversos estudos empíricos apontam para uma relação crescente côncava entre o ganho de um trabalhador e a dimensão da empresa. As motivações teóricas para esta relação crescente encontram-se, como mencionado no primeiro capítulo<sup>76</sup>, no modelo de “shirking” da teoria do salário de eficiência. Os custos de supervisão do trabalho aumentam de tal forma com a dimensão da empresa que a própria empresa poderá racionalmente optar por pagar salários mais elevados do que suportar esses custos desmesurados.

Para estudarmos este efeito para o caso português introduzimos nove classes de dimensão na equação de ganho. Não existem dúvidas que tanto para 1992 como para 1995 se verifica para Portugal uma relação crescente entre ganho e dimensão da empresa. Entre trabalhadores iguais do ponto de vista da totalidade das variáveis explicativas deste estudo, excepto da

<sup>75</sup> Se “\*\*\*” o coeficiente é estatisticamente significativo a um nível de significância de 1%, se “\*\*” a um nível de significância de 5%, se “\*” a um nível de significância de 10%. Os restantes coeficientes não são estatisticamente significativos a um nível de significância de 10%.

<sup>76</sup> Veja-se as páginas 36 e 37.

dimensão da empresa, regista-se, por exemplo, que um trabalhador que labora numa pequena empresa, até quatro pessoas ao serviço, ganha menos 28,3% em 1992 ou menos 27,2% em 1995 do que um trabalhador que se encontra nas maiores empresas, mil e mais pessoas ao serviço (Quadro 3.2.1.1). No entanto, este escalonamento em classes da dimensão da empresa não se revela suficiente, porventura devido a um escalonamento deficiente das classes, para confirmar a convexidade desta relação crescente. Para tal substitui-se na equação de ganho as classes de dimensão da empresa pela variável contínua dimensão da empresa, que mede o número de pessoas ao serviço, e o seu quadrado. Depois desta alteração, os coeficientes estimados apontam realmente para um relacionamento convexo entre o ganho e a dimensão da empresa (Quadro 3.2.1.4).

Quadro 3.2.1.2

Efeito do peso da mão de obra pouco qualificada na empresa sobre o ganho<sup>77</sup>

Peso da mão de obra pouco qualificada (em novetis)	1992	1995
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	
1	0,82%**	0,02%
2	8,66%***	10,19%***
3	-0,35%	2,51%***
4	3,05%***	-1,33%***
5	-1,53%***	-1,17%***
6	-0,91%**	0,05%
7	-0,06%	-1,51%***
8	0,94%**	-0,04%
9 (ref.)	0%	0%

A variável “peso da mão de obra pouco qualificada” nasce da ideia que os custos de rotação da mão de obra da empresa serão inferiores nas empresas que empregam maioritariamente mão de obra pouco qualificada ((Plassard e Tahar (1990)). A empresa recruta com facilidade

<sup>77</sup> Veja-se a nota nº 75.

trabalhadores com as características necessárias não tendo desta forma necessidade de remunerar bem os trabalhadores.

Subdividimos esta variável em nove iguais escalões crescentes (novetis), o primeiro novetil representa o escalão com o menor peso da mão de obra pouco qualificada e o nono novetil representa o escalão com o maior peso da mão de obra pouco qualificada. Os resultados obtidos para os dois anos não se interpretam facilmente. Esperava-se que o efeito salarial diminuísse com o acréscimo do peso da mão de obra pouco qualificada. Porém, os resultados além de contraditórios revelam a insignificância estatística de escalões, onde tal não se esperava (Quadro 3.2.1.2).

Como a leitura dos escalões não é conclusiva introduzimos a mesma variável como contínua na função de ganho. Realmente, detecta-se agora um relacionamento decrescente côncavo, conforme previsto pela teoria, entre o ganho e o peso da mão de obra pouco qualificada (Quadro 3.2.1.4).

Quadro 3.2.1.3

Efeito do volume de vendas por pessoas ao serviço sobre o ganho<sup>78</sup>

Volume de vendas por pessoas ao serviço (em novetis)	1992	1995
	(w;x <sub>q</sub> ;y <sub>r</sub> ;z <sub>s</sub> )	
1	-18,07%	-19,26%
2	-22,79%	-21,42%
3	-20,05%	-21,35%
4	-18,48%	-19,36%
5	-15,37%	-17,29%
6	-12,61%	-15,27%
7	-10,24%	-10,97%
8	-4,88%	-7,00%
9 (ref.)	0%	0%

<sup>78</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

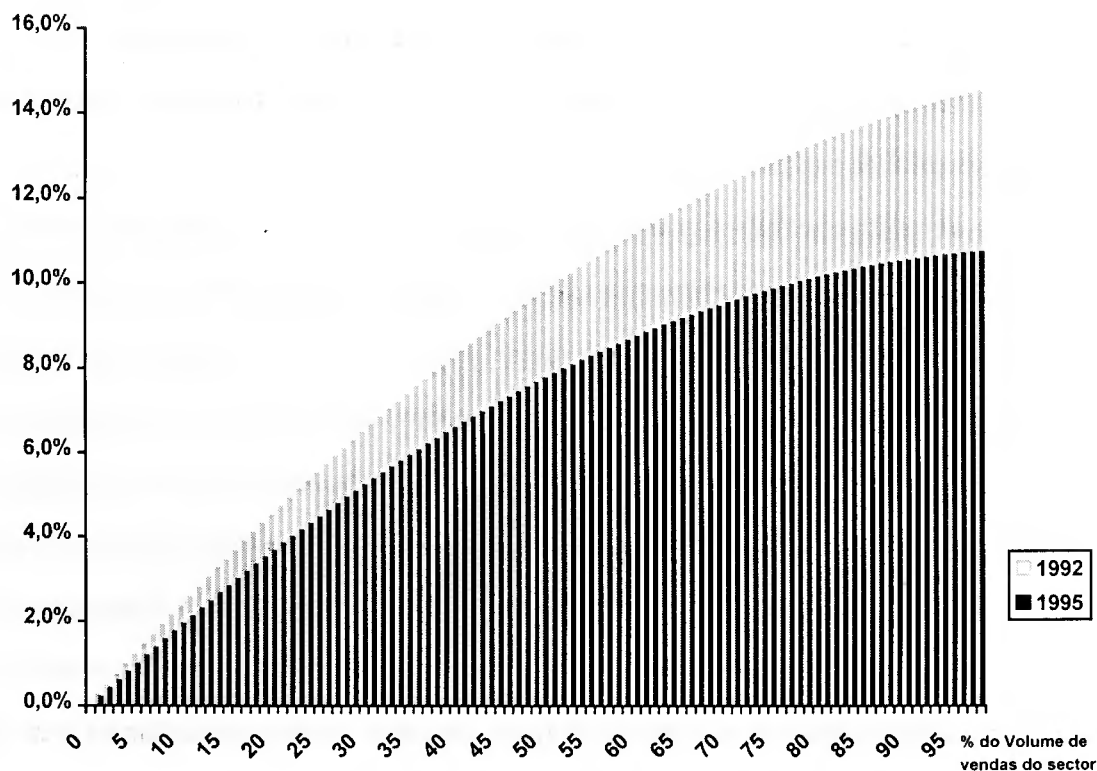


A ligação estreita entre a performance de uma empresa no mercado do produto e a remuneração que ela proporciona aos seus trabalhadores é salientada por vários autores (Lusiki e Weinblatt (1994) e Arai et alii. (1996)). Uma empresa que acumula lucros superiores à média paga aos seus empregados por razões de justiça social, modelo normativo, ou por temer o aparecimento de um sindicato que possa perturbar o seu clima económico e social, modelo da ameaça sindical, salários também acima da média.

O volume de vendas por pessoas ao serviço apresentando-se como um indicador, mesmo que imperfeito, da rentabilidade da empresa realça claramente as propriedades esperadas entre o ganho e a respectiva rentabilidade de empresa. Quanto maior for o volume de vendas por pessoas ao serviço numa empresa maior será o vencimento dos seus trabalhadores. Um trabalhador que se encontra empregado numa empresa do primeiro novetil desta variável auferir, mantendo as outras variáveis constantes, menos 18,1% em 1992 ou menos 19,3% em 1995 do que um trabalhador que se encontra no grupo das empresas mais “rentáveis” (Quadro 3.2.1.3). Igualmente neste caso, uma leitura das classes não é definitivamente esclarecedora da possível convexidade da relação. Ao contrário, um olhar sobre o efeito salarial atribuído às classes aponta muito mais no sentido de uma possível concavidade. A apresentação continua desta variável se não é conclusiva para 1992 é o certamente para o ano de 1995. Os coeficientes desse ano, sendo negativo o quadrado da variável em causa, revelam inequivocamente a convexidade da relação (Quadro 3.2.1.4).

Figura 3.2.1.1

Efeito salarial do poder de mercado da empresa, 1992 e 1995



A variável poder de mercado transmite os mesmos fundamentos teóricos como a variável anterior. Uma empresa que se encontra numa posição dominante no mercado de produto, posição que lhe permita influenciar o preço de venda do seu produto e lhe possibilita mormente a realização de lucros superiores ao das empresas que não apresentam uma posição dominante, terá uma maior capacidade de pagar salários elevados do que as restantes empresas. A motivação específica que leva a empresa da disponibilidade ao acto de pagar efectivamente um salário superior aos seus colaboradores prende-se com dois factores, já adiantados para a variável anterior, a coesão social no seio da empresa e o receio por parte da empresa do surgimento de uma estrutura sindical. Com o crescer do poder de mercado espera-se um aumento, cada vez menor, do seu efeito salarial sobre o vencimento dos trabalhadores. De facto, regista-se para Portugal em 1992 e 1995 uma relação crescente côncava entre o ganho e o poder de mercado. Repare-se que tal efeito parece ter perdido algum vigor para os escalões mais altos em 1995 (Quadro 3.2.1.4 e Figura 3.2.1.1).

#### Quadro 3.2.1.4

##### Coeficientes das variáveis contínuas <sup>79</sup>

	1992	1995
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
<b>Dimensão empresa</b>	0.45*10 <sup>-4***</sup>	0.36*10 <sup>-4***</sup>
<b>Dimensão empresa ao quadrado</b>	-0.22*10 <sup>-8***</sup>	-0.21*10 <sup>-8***</sup>
<b>Peso da mão de obra pouco qualificada</b>	-0.12*10 <sup>-4***</sup>	-0.12*10 <sup>-4***</sup>
<b>Peso da mão de obra pouco qualificada ao quadrado</b>	0.11*10 <sup>-8***</sup>	0.11*10 <sup>-8***</sup>
<b>Vendas por pessoas ao serviço</b> <sup>80</sup>	0.64*10 <sup>-8</sup>	0.2*10 <sup>-5***</sup>
<b>Vendas por pessoas ao serviço ao quadrado</b>	-0.34*10 <sup>-16</sup>	-0.14*10 <sup>-11***</sup>
<b>Poder de mercado</b>	0.24*10 <sup>-4***</sup>	0.20*10 <sup>-4***</sup>
<b>Poder de mercado ao quadrado</b>	-0.99*10 <sup>-9***</sup>	-0.94*10 <sup>-9***</sup>

Na leitura deste capítulo e do anterior, apercebemo-nos que a exclusividade da teoria do capital humano na determinação do ganho está posta de parte. Empiricamente a teoria do salário de eficiência reclama uma existência, não tão forte como a outra teoria concorrente, mas mais do que suficiente para ocupar um espaço que a teoria do capital humano não soube preencher. As duas teorias complementam-se visivelmente centrando-se uma nos factores pessoais e a outra nos factores empresariais. Se a natureza do efeito salarial da dimensão da empresa em Portugal só confirma o que sobejamente se sabia para outros países, a literatura da especialidade mais do que consolidou este efeito, seria uma surpresa se o nosso país fugisse a esta regra, já as outras variáveis explicativas revelam aspectos inéditos. A relação entre o ganho e o peso do trabalho pouco qualificado na empresa não se apresenta tão conclusiva como se desejaria para tecer um comentário incisivo. No entanto, as duas variáveis relacionadas com a “performance” da empresa no mercado de produto, o volume de vendas

<sup>79</sup> Veja-se a nota nº 75.

<sup>80</sup> Repare-se que os coeficientes da variável “vendas por pessoas ao serviço” não são em 1992 estatisticamente significativos. Mas esta variável, quando apresentada por classes, revela um comportamento mais conclusivo (Quadro 3.2.1.3). Este facto deve-se, provavelmente, a uma especificação não satisfatória da variável em causa.

por pessoas ao serviço e o poder de mercado, parecem revelar indícios favoráveis ao modelo normativo ou ao modelo da ameaça sindical. O efeito salarial do sector, que faz parte deste lote de variáveis explicativas, será tratado no ponto seguinte.

### **3.2.2 As diferenças salariais intersectoriais**

Num contexto neoclássico, onde o produto marginal do trabalho iguala o salário real, não existe espaço para diferenças salariais entre indivíduos que não se baseiem na desigualdade produtiva dos mesmos. Qualquer espécie de desigualdade salarial entre indivíduos idênticos do ponto de vista produtivo terá que se revestir de uma natureza espúria. As diferenças salariais que se registam entre indivíduos comparáveis que trabalham em diferentes sectores de actividade tem sido o principal pomo de discórdia na disputa que opõe a teoria do capital humano à teoria do salário de eficiência, merecendo consequentemente um capítulo à parte neste trabalho.

Os argumentos teóricos em causa foram sobejamente tratados no primeiro capítulo. Cabendo dizer, que as diferenças salariais intersectoriais, a existir, encaixam perfeitamente na teoria do salário de eficiência comprovando a existência de diferenças salariais não competitivas. Para a teoria do capital humano as diferenças salariais intersectoriais não existem como tal, advogando que o que se apresenta como diferenças salariais intersectoriais é de facto a qualidade não observada dos indivíduos.

Devemos aos autores Krueger e Summers (1988) a primeira abordagem metódica destas diferenças salariais. Seguiram-se muitos outros nos anos mais recentes que seguindo a metodologia proposta pelos dois autores pioneiros analisaram estas diferenças salariais noutros contextos. Hoje, pode-se afirmar que a existência de diferenças salariais intersectoriais para indivíduos comparáveis é um facto. Estas diferenças revelam-se persistentes ao longo do tempo e reproduzem-se nos mesmos moldes, com uma hierarquia sectorial estável, nos mais variados países.

Neste trabalho pretendemos analisar as ditas diferenças salariais para Portugal em 1992 e 1995, seguindo uma vez a via proposta por Krueger e Summers (1988) e seus seguidores

(Edin e Zetterberg (1992) e Araí et alii (1996)) e, outra vez, aplicando a alternativa apresentada por Haisken-DeNew e Schmidt (1997).

Considerando, por exemplo, o modelo  $(\mathbf{w}; \mathbf{x}_q, \mathbf{y}_1, \mathbf{z}_s)$  na sua forma matricial:

$$\Leftrightarrow \ln(w_i) = c + \sum_{l=1}^q a_l x_{l,i} + b_1 y_{1,i} + \sum_{n=1}^s d_n z_{n,i} + u_i \quad (3.2.2.1)$$

$$\Leftrightarrow W = X\alpha + Y_1\beta + Z\delta + U \quad (3.2.2.2)$$

Em que o vector  $\mathbf{W}$  de dimensão  $n \times 1$  representa o logaritmo neperiano do ganho horário;  $\mathbf{X}$  de dimensão  $n \times q$  representa a matriz das variáveis explicativas referentes à teoria do capital humano e  $\alpha$  de dimensão  $q \times 1$  apresenta-se como o vector dos seus coeficientes;  $\mathbf{Z}$  de dimensão  $n \times s$  representa a matriz das outras variáveis explicativas e  $\delta$  de dimensão  $s \times 1$  apresenta-se como o vector dos seus coeficientes; assumindo-se como hipótese simplificativa que todas as variáveis explicativas das matrizes  $\mathbf{X}$  e  $\mathbf{Z}$  sejam contínuas<sup>81</sup>; sendo  $\mathbf{Y}_1$  de dimensão  $n \times (1+k)$  a matriz que incorpora na primeira coluna a constante e nas  $k$  colunas subsequentes as  $k$  dummies dos  $k$  sectores de actividade e  $\beta$  de dimensão  $(1+k) \times 1$  o vector dos seus coeficientes; e, por fim,  $\mathbf{U}$  de dimensão  $n \times 1$  o vector dos erros aleatórios.

Para estimar este modelo (3.2.2.2) pelo método dos mínimos quadrados (MMQ) teremos que retirar uma das variáveis dummy ou a constante por causa dos já referidos problemas de multicolinearidade. Supondo que retiramos a  $k$ -ésima dummy sectorial<sup>82</sup> e estimando então o respectivo modelo obtemos o vector dos coeficientes estimados<sup>83</sup>  $\beta^*$ , em que  $\beta^* = (\beta^*_0, \beta^*_1, \dots, \beta^*_{k-1}, 0)'$  e a matriz de covariâncias estimada  $\mathbf{V}(\beta^*)$ <sup>84</sup> de dimensão  $(1+k) \times (1+k)$ .

<sup>81</sup> A eliminação desta hipótese não altera em nada o exposto servindo, simplesmente, de simplificação formal.

<sup>82</sup> A  $k$ -ésima dummy sectorial passa a ser a referência das outras dummies sectoriais. Este processo foi largamente usado no nosso trabalho empírico.

<sup>83</sup> Obviamente que só se estimam  $k$  coeficientes não se estimando o coeficiente do  $k$ -ésimo sector que, sendo a referência dos demais sectores por se encontrar agregado à constante, é por definição nulo. Assim inclui-se em  $\beta^*$  uma coluna de zeros no final.

<sup>84</sup> Nesta matriz introduz-se pelas razões já apontadas uma linha e uma coluna de zeros no final.

A estimação dos coeficientes sectoriais como desvios estimados em relação ao sector de referência levanta por vezes um problema de interpretação económica. A comparação com o sector de referência pode dizer muito pouco. Ora a comparação dos coeficientes sectoriais com a média da economia tornaria a interpretação mais transparente e perceptível. Sendo  $\mathbf{p}$  um vector de dimensão  $(1+k) \times 1$  dos ponderadores do emprego de cada sector no total, em que  $\mathbf{p} = (0, p_1, \dots, p_k)'$  e  $\sum p_j = 1$ . Os coeficientes estimados normalizados,  $\beta^{**}$ , em relação à média ponderada dos coeficientes apresentam-se então:

$$\begin{aligned}\beta^{**} &= \beta^* - (-p, p, \dots, p)' \beta^* \\ &= [I - (-p, p, \dots, p)'] \beta^* \\ &= [I - P] \beta^*\end{aligned}$$

(3.2.2.3)

em que  $\mathbf{P}$  é a matriz que agrupa os ponderadores e  $\mathbf{I}$  figura como a matriz de identidade, sendo estas duas matrizes de dimensão  $(1+k) \times (1+k)$ . Repare-se que  $\mathbf{p}'\beta^{**} = 0$ .

A nova matriz de covariâncias dos coeficientes estimados normalizados, também, se calcula com facilidade:

$$V(\beta^{**}) = [I - P]V(\beta^*)[I - P]'$$

(3.2.2.4)

Neste ponto temos a primeira divergência entre Haisken-DeNew e Schmidt (1997) e Krueger e Summers (1988). Estes dois últimos autores seguindo o passo da normalização dos coeficientes em cima descrito propõem, no entanto, por uma questão de comodidade a utilização de uma matriz de covariâncias,  $\mathbf{V}_{ks}(\beta^{**})$ , próxima da matriz de covariâncias original,  $\mathbf{V}(\beta^*)$ , sofrendo só uma pequena alteração em relação a esta: trocam-se as covariâncias respeitantes ao  $k$ -ésimo sector, a última linha e coluna de zeros, pelas covariâncias da constante sendo, por conseguinte, as covariâncias normalizadas do  $k$ -ésimo sector idênticas às

da constante antes da normalização<sup>85</sup>. Não é de esquecer que o efeito do k-ésimo sector se encontra antes da normalização diluído na constante, o que explica este procedimento. Assim, as variâncias dos coeficientes normalizados propostas por estes dois autores sobrestimam as verdadeiras variâncias dos coeficientes normalizados<sup>86</sup>. Esta imprecisão pode causar graves problemas na inferência estatística podendo levar-nos a rejeitar estatisticamente coeficientes que seriam à luz da matriz de covariâncias dos coeficientes normalizados significativos, principalmente quando a amostra não é suficientemente grande, o que quase sempre é o caso. Ao problema da inferência estatística junta-se ainda o facto de qualquer medida que se baseie nas covariâncias, como as que discutiremos logo a seguir, padecer deste enviesamento.

Após a normalização dos coeficientes sectoriais abordaremos a sua disparidade. Uma medida, quase natural, da dispersão das diferenças salariais intersectoriais em relação à média da economia é o seu desvio padrão.

No entanto, levantam-se duas questões com a utilização desta medida. Em primeiro lugar, a variância estimada dos coeficientes sectoriais mostra-se sempre enviesada para cima em relação à verdadeira variância dos coeficientes<sup>87</sup>. Em segundo lugar, a variância associa a todos os sectores o mesmo peso independentemente do número de indivíduos que se encontram em cada sector de actividade. Krueger e Summers (1988) resolvem estes dois problemas com uma correcção da distorção amostral e com a ponderação pelo número de indivíduos pertencentes a cada sector da diferença entre o efeito sectorial e a média ao quadrado.

Segue-se a variância dos coeficientes,  $DP_{KS}^2$ , segundo estes dois autores:

---

<sup>85</sup> Krueger e Summers (1988) são omissos em relação à questão das covariâncias da constante normalizada. Porém, como estes dados da constante não tem nenhuma influência no prosseguimento deste trabalho, assume-se que os seus valores depois desta troca com os do k-ésimo sector sejam nulos.

<sup>86</sup> Consulte-se o trabalho de Haisken-DeNew e Schmidt (1997) para aprofundar a questão da sobreestimação.

<sup>87</sup> Sigam-se os autores Araújo et alii (1996) numa descrição esclarecedora dos fundamentos e do procedimento utilizado por Krueger e Summers (1988).

$$DP_{KS}^2 = \sum_{j=1}^k p_j \left( \beta_j^{**} - \frac{\sum_{j=1}^k \beta_j^{**}}{k} \right)^2 - \frac{\sum_{j=0}^{k-1} \text{var}(\beta_j^*)}{k} + \frac{\sum_{j=0}^{k-1} \sum_{h=0}^{k-1} \text{cov}(\beta_j^*, \beta_h^*)}{k^2}$$

$$\Leftrightarrow DP_{KS}^2 = p' \text{Diag}(\beta^{**} - E\beta^{**})(\beta^{**} - E\beta^{**}) - \frac{1}{k} e' \text{Col}(V_{KS}(\beta^{**})) + \frac{1}{k^2} e' V_{KS}(\beta^{**}) e \quad (3.2.2.5)$$

em que o operador **Diag** transforma um vector coluna numa matriz diagonal, cujos elementos da diagonal são os elementos do vector; **E** representa uma matriz quadrada de dimensão **(1+k)** composta só de uns; **e** é um vector de dimensão **(1+k) x 1** composto só por uns e o operador **Col** transforma os elementos da diagonal de uma matriz num vector coluna.

Krueger e Summers (1988) consideram negligenciável<sup>88</sup> o último termo do lado direito da equação, que envolve as covariâncias, devido à sua ordem de grandeza e calculam, consequentemente, o desvio padrão ajustado e ponderado dos coeficientes sectoriais, **DP<sub>KS</sub>**, da seguinte forma:

$$DP_{KS} = \sqrt{p' \text{Diag}(\beta^{**} - E\beta^{**})(\beta^{**} - E\beta^{**}) - \frac{1}{k} e' \text{Col}(V_{KS}(\beta^{**}))} \quad (3.2.2.6)$$

Haisken-DeNew e Schmidt (1997) consideram que se deve aplicar a média ponderada e não a simples no cálculo da variância. Por conseguinte, considera-se a diferença, ao quadrado, entre o efeito sectorial e a média de todos os efeitos sectoriais ponderada pelo número de indivíduos pertencentes a cada sector. Consequentemente, apresenta-se a seguinte variância dos coeficientes, **DP<sub>HS</sub><sup>2</sup>**:

<sup>88</sup> Os autores alegam que o desvio padrão ajustado e ponderado aumentaria em 1984 somente em 0,0007 para os EUA.



$$DP_{HS}^2 = p' \text{Diag}(\beta^{**} - P\beta^{**})(\beta^{**} - P\beta^{**}) - p' \text{Col}(V(\beta^{**})) + p' V(\beta^{**}) p \quad (3.2.2.7)$$

Ao contrário do que se presenciou no caso de Krueger e Summers (1988), o uso da matriz das covariâncias correcta e não aproximada possibilita a simplificação desta expressão de uma forma coerente e não por comodidade operacional. Então, verificando-se por definição  $p'\beta^{**} = 0$  e  $p'V(\beta^{**})p = 0$  (Greene e Seaks (1991), rescreve-se o desvio padrão ajustado e ponderado dos coeficientes sectoriais normalizados,  $DP_{HS}$ , da seguinte forma:

$$DP_{HS} = \sqrt{p' \text{Diag}(\beta^{**})(\beta^{**}) - p' \text{Col}(V(\beta^{**}))} \quad (3.2.2.8)$$

Empiricamente calcularam-se para Portugal em 1992 e 1995 os coeficientes sectoriais normalizados segundo a expressão (3.2.2.3), apresentados em dois Quadros distintos, 3.2.2.1 e 3.2.2.2, devido à mudança na CAE, resultantes de três tipos de modelos:  $(w; x_0, y_1, z_0)$ ,  $(w; x_q, y_1, z_s)$  e  $(w; x_q, y_r, z_s)$ . A especificação  $(w; x_0, y_1, z_0)$  reproduz supostamente as diferenças salariais intersectoriais brutas. As mesmas diferenças salariais em relação à média da economia que obteríamos se as calculássemos com ajuda dos dados agregados por sector, não tendo em conta nenhum tipo de informação que nos fornecem os microdados, como as variáveis do capital humano, por exemplo. A especificação  $(w; x_q, y_1, z_s)$  aponta as diferenças salariais líquidas das variáveis do capital humano e das outras variáveis explicativas, enquanto que a modelização  $(w; x_q, y_r, z_s)$  expressa as diferenças salariais líquidas de todas as variáveis explicativas empregues neste trabalho, incluindo portanto as variáveis respeitantes à empresa. Encontrar-nos-emos, por conseguinte, só nesta ultima modelização mais próximo do efeito salarial específico do sector. Qualquer inferência estatística feita sobre estes coeficientes baseia-se na matriz de covariâncias normalizada (3.2.2.4). O Quadro 3.2.2.3 que enuncia o desvio padrão ajustado e ponderado resulta, respectivamente, das expressões (3.2.2.6) e (3.2.2.8).

Quadro 3.2.2.1

Diferenças salariais intersectoriais em relação à média da economia em 1992<sup>89</sup>

CAE rev.1	1992		
	(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
1- Agricultura, silvicultura, caça e pesca	-33,11%***	-18,09%***	-12,81%***
2- Indústrias extractivas	9,21%***	13,99%***	9,73%***
31- Indústrias da alimentação, bebidas e tabaco	-8,25%***	-4,99%***	-10,50%***
32- Indústrias têxteis, do vestuário e do couro	-29,18%***	-8,95%***	-8,63%***
33 – Indústrias da madeira e da cortiça	-27,82%***	-16,68%***	-11,02%***
34 – Indústrias do papel	15,59%***	5,06%***	5,95%***
35 – Indústrias químicas dos derivados do petróleo e do carvão e dos produtos de borracha e de plástico	44,42%***	17,28%***	9,35%***
36 – Indústrias dos produtos minerais não metálicos	5,35%***	11,56%***	12,38%***
37 – Indústrias metalúrgicas de base	25,88%***	12,48%***	5,32%***
38 – Fabricação de produtos metálicos e de máquinas, equipamento e material de transporte	9,03%***	6,79%***	5,78%***
39 – Outras indústrias transformadoras	-18,39%***	-9,22%***	-5,88%***
41 – Electricidade, gás e vapor	142,17%***	68,26%***	33,27%***
5 – Construção e obras públicas	-9,87%***	-7,65%***	-3,76%***
61 – Comércio por grosso	14,99%***	1,70%***	-1,22%***
62 – Comércio a retalho	-14,02%***	-11,88%***	-8,86%***
63 – Restaurantes e hotéis	-24,87%***	-16,85%***	-6,87%***
71 – Transportes e armazenagem	43,21%***	12,98%***	9,25%***
72 - Comunicações	31,89%***	5,37%***	-8,30%***
81 – Bancos e outras instituições monetárias e financeiras	146,27%***	63,92%***	38,29%***
82 - Seguros	149,21%***	51,57%***	39,73%***
83 – Operações sobre imóveis e serviços prestados às empresas	19,37%***	-0,51%	11,85%***
92 – Serviços de saneamento e limpeza	-23,55%***	-7,36%***	-7,75%***
93 – Serviços sociais e similares prestados à comunidade	-8,12%***	-9,82%***	2,71%***
94 – Serviços recreativos e culturais	23,88%***	-1,01%	-3,58%***
95 – Serviços pessoais e domésticos	-23,25%***	-14,04%***	-3,88%***

<sup>89</sup> Veja-se a nota nº 75. Para a inferência estatística utilizou-se a matriz de covariâncias  $V(\beta^{**})$ , proposta por Haisken-DeNew e Schmidt (1997).

Destaca-se que as diferenças salariais para os diferentes sectores se revelam tanto para 1992 como para 1995 estatisticamente significativas, independentemente da modelização empregue (Quadros 3.2.2.1 e 3.2.2.2). Este resultado encontra-se na linha do verificado para França e para os EUA (Arai et alii (1996) e Krueger e Summers (1988)). Ao contrário da Suécia, onde a situação se apresenta de outra forma. Edin e Zetterberg (1992) enunciam que na passagem das diferenças salariais brutas para diferenças salariais líquidas das variáveis do capital humano só três sectores de 24 continuam a demonstrar uma diferença salarial, em relação à média, estatisticamente significativa.

Comparando as duas medidas do desvio padrão ajustado e ponderado,  $DP_{KS}$  e  $DP_{HS}$ , realça-se que a medida proposta por Krueger e Summers (1988) se situa sempre acima da defendida por Haisken-DeNew e Schmidt (1997). A diferença entre as duas seria ainda mais dilatada se Krueger e Summers (1988) não omitissem o termo que envolve as covariâncias. Apesar de  $DP_{HS}$ , no nosso entender, ser a medida mais adequada utilizaremos na discussão que se segue o  $DP_{KS}$ , por duas razões: primeiro, relativamente à tendência temos uma quase igualdade no comportamento das duas medidas não destoando o  $DP_{KS}$  decisivamente do valor correcto e, por fim o argumento preponderante, todos trabalhos relativos às diferenças salariais intersectoriais que se debruçam sobre o panorama nacional ou internacional empregam a medida proposta pelos autores pioneiros. Consequentemente qualquer exame comparativo, que ultrapasse o âmbito deste trabalho, só poderá ter como base o  $DP_{KS}$ .

O leque das diferenças salariais intersectoriais brutas nos dois anos em estudo é enorme. Ele varia em 1992 entre 149,2% nos seguros e -33,1% na agricultura, e em 1995 entre 192,8% nos produtos petrolíferos refinados (DF-CAE ver.2) e -30,5% na indústria têxtil<sup>90</sup>. Até que ponto estas diferenças salariais são resultado de uma desigual distribuição sectorial dos atributos pessoais e da empresa?

---

<sup>90</sup> Arai et alii (1996), só para ter uma ideia comparativa, apontam para a França em 1992 os seguintes extremos nas diferenças salariais intersectoriais (NAP40), os produtos petrolíferos com mais 65% e os restaurantes e hotéis com menos 25,5% do que a média.

Quadro 3.2.2.2

Diferenças salariais intersectoriais em relação à média da economia em 1995<sup>91</sup>

CAE rev.2	1995		
	(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
AA + BB- Agricultura, produção animal, caça e silvicultura e pesca	-27,96%***	-11,39%***	-3,40%***
C - Indústrias extractivas	14,63%***	16,42%***	13,24%***
DA - Indústrias alimentares, das bebidas e do tabaco	-10,44%***	-5,81%***	-9,20%***
DB- Indústria têxtil	-30,47%***	-13,28%***	-12,64%***
DC- Indústria do couro e dos produtos de couro	-28,51%***	-6,58%***	-7,39%***
DD- Indústrias da madeira e da cortiça e suas obras	-19,31%***	-7,47%***	-4,47%***
DE- Indústrias de pasta, de papel e cartão e seus artigos	21,79%***	7,41%***	7,89%***
DF- Fabricação de coque, produtos petrolíferos refinados e combustível nuclear	192,77%***	51,32%***	8,87%***
DG- Fabricação de produtos químicos e de fibras sintéticas ou artificiais	59,98%***	17,62%***	8,40%***
DH- Fabricação de artigos de borracha e de matérias plásticas	0,68%	2,01%**	2,82%***
DI- Fabricação de outros produtos não metálicos	5,14%***	11,37%***	11,40%***
DJ- Indústrias metalúrgicas de base e de produtos metálicos	-3,79%***	-0,03%	3,10%***
DK- Fabricação de máquinas e de equipamentos	9,42%***	8,34%***	7,78%***
DL- Fabricação de equipamento eléctrico e de óptica	22,97%***	21,74%***	9,94%***
DM- Fabricação de material de transporte	38,10%***	24,18%***	13,47%***
DN- Indústrias transformadoras, não especificadas	-28,54%***	-18,31%***	-11,74%***
EE- Produção e distribuição de electricidade, de gás e de água	138,83%***	71,28%***	34,17%***
FF- Construção	-9,44%***	-5,65%***	-3,47%***
50- Comércio, manutenção e reparação de veículos automóveis e motociclos	-2,99%***	-4,25%***	-6,02%***
51- Comércio por grosso	15,00%***	0,11%	-1,74%***
52- Comércio a retalho	-16,00%***	-10,17%***	-7,08%***

<sup>91</sup> Veja-se a nota nº 74. Para a inferência estatística utilizou-se a matriz de covariâncias  $V(\beta^{**})$ , proposta por Haisken-DeNew e Schmidt (1997).

Quadro 3.2.2.2 (Continuação da página anterior)

Diferenças salariais intersectoriais em relação à média da economia em 1995

CAE rev.2	1995		
	(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
HH- Alojamento e restauração	-26,87%***	-19,01%***	-9,37%***
60 a 63- Transportes e armazenagem	43,22%***	16,08%***	13,65%***
64- Correios e telecomunicações	82,40%***	30,25%***	16,15%***
JJ- Actividades financeiras	168,10%***	71,14%***	43,62%***
KK- Actividades imobiliárias, alugueres e serviços prestados à empresa	7,97%***	-1,89%***	4,54%***
MM- Educação	47,76%***	4,00%***	19,47%***
NN- Saúde e acção social	-7,31%***	-7,27%***	2,36%***
OO- Outras actividades de serviços colectivos, sociais e pessoais	3,57%**	-4,29%***	1,95%**

Contrapondo o desvio padrão ajustado e ponderado<sup>92</sup> das diferenças salariais brutas ao das diferenças salariais que incluem todas as variáveis explicativas regista-se que o desvio padrão do primeiro é 1,97 vezes maior do que o do segundo em 1992 e 1,79 vezes em 1995 (Quadro 3.2.2.3). Então, quase dois terços, com tendência decrescente para o ano mais recente, das diferenças salariais intersectoriais brutas explicam-se através das variáveis ligadas ao indivíduo e à empresa. Só o terço que sobra encontra a sua justificação nos atributos sectoriais específicos ou em outros atributos não observáveis. Araï et alii (1996) estimam para França um efeito sectorial específico, também, na ordem de um terço das diferenças salariais intersectoriais brutas. O panorama parece ser bem diferente para a Suécia, onde o efeito sectorial específico não chega a representar um quinto das diferenças brutas (Edin e Zetterberg(1992)).

Estudando o peso explicativo das variáveis ligadas à teoria do capital humano isoladamente deduz-se que o desvio padrão aumenta 50,4% em 1992 e 55,6% em 1995 após retiradas da

<sup>92</sup> Futuramente denominado só “desvio padrão”.

equação de ganho,  $(w; x_q, y_r, z_s) \rightarrow (w; x_0, y_r, z_s)$ . Enquanto que o mesmo aumenta 43,5% em 1992 e 42,1% em 1995 se removidas as variáveis explicativas ligadas à teoria do salário de eficiência,  $(w; x_q, y_r, z_s) \rightarrow (w; x_0, y_1, z_s)$  (Quadro 3.2.2.3). Sectores mais exigentes em capital humano, como os produtos petrolíferos, as actividades financeiras, ou a produção e distribuição de electricidade reflectem diferenças salariais sobreavaliadas enquanto que a indústria têxtil e a agricultura, menos exigentes em capital humano, são subavaliadas, quando não se controla as variáveis do capital humano. Se depois, ainda, se descontar o efeito das condições de laboração da empresa, físicas e económicas, chega-se à conclusão que alguns sectores, como os produtos petrolíferos e a saúde e acção social por exemplo, não estão tão afastados, um do outro, como se esperaria (Quadro 3.2.2.2). Em suma, a influência nas diferenças salariais intersectoriais das variáveis ligadas à empresa é comparável à das variáveis do capital humano. Em termos tendenciais aponta-se, no entanto, para 1995 uma crescente capacidade explicativa das variáveis do capital humano em relação às da empresa.

**Quadro 3.2.2.3**

**Desvio padrão ajustado e ponderado dos efeitos salariais sectoriais**

	$(w; x_0, y_1, z_0)$		$(w; x_q, y_1, z_s)$		$(w; x_0, y_r, z_s)$		$(w; x_q, y_r, z_s)$	
	DP <sub>KS</sub>	DP <sub>HS</sub>	DP <sub>KS</sub>	DP <sub>HS</sub>	DP <sub>KS</sub>	DP <sub>HS</sub>	DP <sub>KS</sub>	DP <sub>HS</sub>
<b>1992</b>	0,341	0,328	0,165	0,161	0,173	0,168	0,115	0,112
<b>1995</b>	0,352	0,329	0,179	0,168	0,196	0,182	0,126	0,119

Será que a introdução sucessiva das variáveis explicativas referentes ao indivíduo e à empresa na equação de ganho altera substancialmente a magnitude das diferenças salariais intersectoriais ou a classificação hierárquica dos sectores em termos salariais?

Os coeficientes de correlação de Pearson e de Spearman respondem a estas duas questões. O coeficiente de correlação de Pearson varia segundo as diferentes especificações da função do ganho entre 0,97 e 0,92 em 1992 e entre 0,94 e 0,8 em 1995. E o coeficiente de correlação de Spearman situa-se entre 0,89 e 0,78 em 1992 e entre 0,94 e 0,90 em 1995, conforme a

modelização da equação de ganho. Não só as posições relativas de cada um dos sectores como também as diferenças salariais entre eles se mostram globalmente estáveis em relação à especificação da equação de ganho ( em anexo A5, A6, A7 e A8).

Quadro 3.2.2.4

Desvio padrão ajustado e ponderado,  $DP_{KS}$ , para alguns países<sup>93</sup>

Países	N.º de Sectores	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1989	1990	1992	1995
Canada	47							0,151				
EUA	42					0,14						
Portugal	52 24/29 <sup>94</sup>			0,158				0,131			0,125 0,115	0,126
Alemanha	40					0,092			0,108			
Holanda	42						0,067		0,079			
Finlândia	37	0,075					0,079					
França <sup>95</sup>	36										0,067	
Noruega	24				0,059							
Dinamarca	18			0,053		0,052		0,05		0,054		
Austria	21				0,054							
Suécia	24		0,026			0,013						

Como Vieira et alii (1997) salientam, e bem, uma leitura comparativa, ao longo do tempo, dos resultados aqui expostos terá que ser cautelosa e a cautela terá que ser ainda redobrada se estendermos esta comparação a outros trabalhos, porventura respeitantes a outros países. Apesar de estarmos perante a mesma medida, existem inúmeras fontes de incoerências que dificultam uma comparação:

<sup>93</sup> Estes resultados foram retirados dos trabalhos de Edin e Zetterberg(1992) para a Suécia, de Araújo et alii(1996) para a França e de Vieira et alii(1997) para os restantes países.  
<sup>94</sup> Estes valores foram retirados do presente estudo.

- 1) A classificação sectorial difere no âmbito e no número de sectores.
- 2) Erros na classificação sectorial<sup>96</sup>.
- 3) Dimensão, cobertura e ano base da amostra.
- 4) Equações de ganho de diferentes tipos de especificação.
- 5) Diferenças no número e no tipo de variáveis explicativas.

A leitura do Quadro 3.2.2.4 enquadra Portugal, com o Canada e os EUA, no grupo de países de maior disparidade nas diferenças salariais intersectoriais. No extremo oposto encontram-se os países nórdicos, onde as diferenças salariais entre os sectores não é tão expressiva. À disparidade média sectorial líquida, dos atributos do capital humano e da empresa, de, aproximadamente, 12 % em Portugal em 1992 contrapõe-se a de 1,3% na Suécia em 1984. Mesmo a disparidade bruta na Suécia, 8,1%, não consegue superar a disparidade líquida em Portugal (Edin e Zetterberg (1992)). Vieira et alii(1997) apontam o grau de centralização do processo de formação salarial como uma possível causa destas diferenças entre países, sendo o processo de negociação e formação salarial em Portugal significativamente mais descentralizado do que nos países nórdicos. Esta disparidade sectorial parece ter diminuído em Portugal consideravelmente ao longo dos anos oitenta até princípios dos anos noventa. A partir de 1992 parece assistir-se a uma estabilização ou ligeira inversão dessa tendência.

Repare-se nos dois resultados que se apresentam para Portugal em 1992, um retirado de Vieira et alii(1997) e o outro deste trabalho. O desvio padrão mostra-se muito sensível ao número de sectores, aumentando monotonamente com o número deles. A diferença de quase 9% entre os dois valores parece coerente<sup>97</sup>, dado que, por exemplo, Araújo et alii(1996) estimam um aumento de 30% do desvio padrão na passagem de uma classificação sectorial de 12 sectores para 36, ou, Krueger e Summers (1988) um de 49% na passagem de 7 para 42 sectores.

---

<sup>95</sup> Abowd e Kramarz (1997) apontam para um valor de 9,8% no período de 1976 a 1987, situando-se, conseqüentemente, acima do calculado por Araújo et alii (1996) para o ano de 1996.

<sup>96</sup> Este erro é no caso de inquéritos dirigidos à empresa, como os Quadros de Pessoal, negligenciável.

<sup>97</sup> Abstraindo obviamente de outros factores que possam contribuir para esta diferença.



3.2.3 As correlações entre classes sócioprofissionais

Seguindo o exemplo de Katz (1986) e Plassard e Tahar (1990) calcula-se o coeficiente de correlação do efeito salarial das profissões entre os diferentes sectores de actividade, depois de retirado o efeito salarial das restantes variáveis explicativas. Para este propósito substituem-se as variáveis, profissão e sector, na equação de ganho original (2.3.2) pela variável de interacção das duas.

O cerne do problema que queremos abordar é exposto, de uma forma adequada por Thaler (1989, pg.183): "Se é aceitável que um sector industrial queira empregar trabalhadores altamente qualificados numa categoria sócioprofissional devido á própria natureza de certas tecnologias, porque é que isso devia ser extensível a todas as categorias profissionais?" Porque é que se deve remunerar um aprendiz bem quando o dirigente também é bem remunerado?

Estas correlações apontam-se como um dos grandes pontos fracos da teoria do salário de eficiência. Só o modelo normativo e o modelo da ameaça sindical desta teoria podem dar uma resposta satisfatória a esta questão. Para garantir a coesão social dentro da mesma empresa ou a participação no sucesso da mesma será justo que os restantes colegas sejam bem remunerados quando um é bem remunerado e vice-versa.

Quadro 3.2.3.1

A correlação <sup>98</sup>entre o efeito salarial das profissões em 1992<sup>99</sup>

CNP <sup>100</sup> 1980	0/1	2	3	4	5	7/8/9
0/1	1					
2	0,74***	1				
3	0,87***	0,78***	1			
4	0,46**	0,33	0,48**	1		
5	0,59***	0,56***	0,72***	0,55***	1	
7/8/9	0,61***	0,57***	0,79***	0,65***	0,85***	1

<sup>98</sup> Estas correlações resultam dos coeficientes apresentados em anexo ( A9).

<sup>99</sup> Veja-se a nota nº 75.

<sup>100</sup> Ver o Quadro 3.1.7 para a descrição dos códigos.

Os resultados para o ano de 1992 vão na linha do apontado por outros autores para outros países (Quadro 3.2.3.1). Aliás as correlações parecem ser no caso português ainda mais fortes do que o registado para França em 1977 (Plassard e Tahar (1990)). A associação entre as profissões científicas (0/1-CNP80) e o pessoal administrativo (3-CNP80) apresenta-se como muito estreita. Enquanto, que se encontram os laços mais fracos em 1992 entre os directores (2-CNP80) e o pessoal do comércio (4-CNP80).

Quadro 3.2.3.2

A correlação<sup>101</sup> entre o efeito salarial das profissões em 1995<sup>102</sup>

CNP <sup>103</sup> 1994	1	2	3	4	5	7	8	9
1	1							
2	-0,10	1						
3	0,52***	0,23	1					
4	0,57***	0,28	0,76***	1				
5	0,36*	0,17	0,58***	0,76***	1			
7	0,24	0,58***	0,59***	0,76***	0,56***	1		
8	0,67***	0,02	0,67***	0,79***	0,65***	0,44**	1	
9	0,32*	0,31	0,77***	0,81***	0,76***	0,75***	0,73***	1

A situação parece ter-se alterado substancialmente no ano de 1995<sup>104</sup> (Quadro 3.2.3.2). As associações entre as profissões atenuaram-se visivelmente, criando até situações de não associação. Quando os especialistas das profissões intelectuais (2-CNP94) são bem remunerados os quadros superiores (1-CNP94) e os operadores de instalações (8-CNP94) não o são necessariamente. No outro extremo encontra-se o pessoal administrativo (4-CNP94), quando este ganha satisfatoriamente o mesmo acontece com todas as restantes categorias.

<sup>101</sup> Estas correlações resultam dos coeficientes apresentados em anexo ( A10).

<sup>102</sup> Veja-se a nota nº 75.

<sup>103</sup> Ver o Quadro 3.1.8 para a descrição dos códigos.

<sup>104</sup> Resta esclarecer, qual foi o papel da mudança na classificação nacional de profissões nesta alteração do cenário entre 1992 e 1995. Desta forma, qualquer das afirmações comparativas que se seguem merecem sempre um reparo crítico.

### 3.3 OUTROS FACTORES EXPLICATIVOS

Neste ponto reuniram-se as restantes variáveis explicativas, não ligadas a nenhuma das duas teorias em disputa. Como não contribuem para a discussão em causa far-se-á por um dever de exaustividade uma breve referência aos resultados obtidos.

O erro padrão da regressão aumenta 3,3% em 1992 e 2,4% em 1995, se retirarmos os outros factores explicativos da equação de ganho,  $(w; x_q, y_r, z_s) \rightarrow (w; x_q, y_r, z_0)$ , (em anexo A3). Estes outros factores representam, então, 12,7% em 1992 e 8,8% em 1995 do peso explicativo das variáveis do capital humano.

**Quadro 3.3.1**  
**Efeito do sexo e do tempo parcial sobre o ganho<sup>105</sup>**

	1992	1995
	$(w; x_q, y_r, z_s)$	
Mulher	-13,68%***	-12,80%***
Homem (ref.)	0%	0%
Tempo parcial	11,14%***	8,32%***
Tempo completo (ref.)	0%	0%

A discriminação salarial do sexo feminino representa um facto indesmentível na sociedade que nos rodeia. Esta penalização, se bem que significativa, tende e tenderá a esbater-se lentamente no futuro. Ela reduziu-se de 13,7% em 1992 para 12,8% em 1995. Para comparação, repare-se que os autores Hill e Ribeiro (1996) estimam uma penalização de 13,2% para 1992<sup>106</sup>. Araï et alii (1996) consideram que as mulheres francesas ganham em 1992 menos 12,6% do que os seus colegas masculinos nas mesmas condições. Portanto, a discriminação salarial verificada no nosso país insere-se perfeitamente numa tendência mais generalizada no continente europeu, o que não a torna naturalmente mais desculpável (Quadro 3.3.1).

<sup>105</sup> Veja-se a nota nº 75.  
<sup>106</sup> Este valor foi retirado do modelo de valor comparável, um dos três modelos que os autores apresentam no seu trabalho.

A faceta dos trabalhadores a tempo parcial ganharem mais, *ceteris paribus*, do que os seus congéneres a tempo completo não deixa de ser um pormenor interessante. Implica que a redução do tempo de trabalho não foi acompanhada por uma redução proporcional do ganho, na linha do que os sindicatos advogam há algum tempo (Quadro 3.3.1).

Para França verificou-se em 1992 curiosamente a mesma situação, se bem que de uma forma mais moderada (Araï et alii (1996)) e, para mostrar que esta matéria não é tão pacífica como parece, apontemos o exemplo da Alemanha em 1993 (Bellmann e Kohaut (1995)), onde os trabalhadores a tempo parcial ganham menos do que os a tempo completo.

**Quadro 3.3.2**

**Efeito da localização distrital da empresa sobre o ganho<sup>107</sup>**

Distrito	1992	1995
	(w;x <sub>q</sub> ;y <sub>r</sub> ;z <sub>s</sub> )	
Aveiro	-10,21%***	-8,45%***
Beja	-11,98%***	-10,16%***
Braga	-12,66%***	-11,78%***
Bragança	-15,90%***	-16,82%***
Castelo Branco	-14,25%***	-12,30%***
Coimbra	-12,64%***	-12,62%***
Évora	-3,64%***	-4,38%***
Faro	-0,39%	0,31%
Guarda	-12,85%***	-13,66%***
Leiria	-4,98%***	-7,50%***
Lisboa (ref.)	0%	0%
Portalegre	-9,25%***	-6,58%***
Porto	-10,49%***	-9,26%***
Santarém	-8,93%***	-6,02%***
Setúbal	-3,76%***	-4,00%***
Viana do Castelo	-13,23%***	-12,60%***
Vila Real	-15,57%***	-16,81%***
Viseu	-15,26%***	-13,99%***

<sup>107</sup> Veja-se a nota nº 75.

O exame da influência que a localização distrital da empresa pode ter sobre o ganho auferido pelo trabalhador ainda consegue ser mais peculiar do que o do caso anterior.

Escolhendo como referência a capital portuguesa deparamos logo com a primeira surpresa, o distrito de Faro situa-se estatisticamente nos dois anos ao nível de Lisboa. Toda a cintura alargada de Lisboa, mesmo essa que se estende ao Alentejo, encontra-se mais próxima da capital em termos de valorização salarial do que o distrito do Porto. Os grandes perdedores são os distritos do interior norte, como Bragança e Vila Real, distando, respectivamente, 15,9% e 15,6% de Lisboa em 1992 e, ambos, 16,8% em 1995. Não é do nosso âmbito esclarecer se as disparidades distritais aumentaram entre 1992 e 1995<sup>108</sup>, porém, destaca-se que o interior norte aumentou, ao contrário dos restantes distritos, a sua distância salarial em relação a Lisboa em 1995 (Quadro 3.3.2).

Mais ambicioso do que descrever este quadro salarial parece a sua explicação. O que pode instigar um empresário a pagar a empregados absolutamente comparáveis diferentes salários consoante o distrito onde se situa a empresa? A resposta deve-se associar ao diferencial de custo de vida que se regista entre as diferentes localidades. O empresário compensa por uma questão de justiça social<sup>109</sup> os empregados que enfrentam um custo de vida mais elevado do que os seus colegas. Sendo assim, os distritos mais caros do ponto de vista do custo de vida são Lisboa e o Algarve.

---

<sup>108</sup> Toda a metodologia desenvolvida na análise das diferenças salariais intersectoriais, no ponto 3.2.2, é aplicável a qualquer tipo de variável. Seria interessante apurar a dimensão das disparidades distritais do ganho em relação à média nacional e as suas motivações com base nesta metodologia.

<sup>109</sup> Porque é que uma empresa localizada em Lisboa há de pagar mais a um empregado do que uma empresa, nas mesmas condições da anterior, localizada em Viseu pagaria ao mesmo empregado? A resposta não é simples e pressupõe um mecanismo de redistribuição à escala nacional. Porém a empresa, ao contrário do estado, não tem responsabilidades no campo da justiça social à escala nacional. Um agente, como o sindicato que segue normalmente objectivos mais abrangentes, pode ser a solução deste dilema.

## CONCLUSÃO

Vale a pena lembrar, para o fim, resumidamente alguns resultados, porventura os mais importantes, deste estudo.

Do ponto de vista da teoria do capital humano cumpriu-se para Portugal o que estudos do mesmo âmbito para outros países prometiam. O número de anos de idade, de experiência no mercado de trabalho e de antiguidade na mesma empresa revelam o comportamento previsto pela teoria. O efeito que estes factores exercem sobre o ganho, apesar de sempre positivo, diminui com o aumento do número de anos. A escolaridade surpreende, neste contexto, por não apresentar um efeito constante, mas crescente, sobre o ganho. Os níveis de qualificação e os grupos sócioprofissionais reproduzem um escalonamento salarial já conhecido para outros países. As variáveis referentes ao capital humano explicam, no seu conjunto, somente metade da variabilidade do logaritmo neperiano do ganho<sup>110</sup> encontrando-se, no entanto, ao nível do verificado noutros estudos.

Para testar a teoria do salário de eficiência apresentaram-se cinco variáveis. Regista-se inequivocamente um prémio salarial ligado à dimensão da empresa. Não se conseguiu esclarecer, em definitivo, se existe uma relação entre o peso da mão de obra pouco qualificada e o ganho. As duas variáveis resultantes do desempenho económico da empresa, o volume de vendas por pessoas ao serviço e o poder de mercado da empresa, influenciam significativamente a formação salarial. O efeito salarial do sector económico ao qual a empresa pertence continua estatisticamente significativo, mesmo após a introdução de todas as variáveis explicativas no modelo. As duas medidas utilizadas na medição da disparidade das diferenças salariais intersectoriais propostas por Krueger e Summers(1988) e Haisken-DeNew

---

<sup>110</sup> Obviamente, que esta capacidade explicativa refere-se ao modelo restrito  $(w; x_q, y_0, z_0)$  encontrando-se desta forma sobreavaliada. Se considerarmos a capacidade explicativa das variáveis do capital humano líquida dos factores ligados à empresa e dos outros factores explicativos, chega-se a um valor de 40% em 1992 e 42% em 1995. Os factores ligados à empresa seriam responsáveis por 24%(1992) e 22%(1995) e os outros factores explicativos respondiam por 5%(1992) e 3,7(1995) da capacidade explicativa do completo  $(w; x_q, y_r, z_s)$ .

e Schmidt(1997), não diferindo decisivamente uma da outra, situam Portugal no grupo de países com maior disparidade intersectorial. As correlações salariais entre os grupos sócioprofissionais, o calcanhar de Aquiles desta teoria, parecem ter diminuído em intensidade em 1995. Verifica-se que as variáveis ligadas à teoria do salário de eficiência representam pouco mais do que metade do peso explicativo das variáveis do capital humano, na determinação salarial.

Outros factores, não enquadrados em nenhuma das duas teorias, parecem também ter um papel na formação dos salários. O sexo revela a sua faceta discriminatória. Os trabalhadores a tempo parcial beneficiam de um prémio salarial em relação aos colegas a tempo completo e o efeito salarial da localização da empresa mais se assemelha a uma compensação de custo de vida.

O presente estudo aponta muito mais para uma complementaridade das duas teorias do que para a sua substitutibilidade. Parece que estamos perante as duas faces da mesma moeda, e não perante a mesma face da moeda. A "moeda" faz-se representar neste caso pela formação salarial e "as duas faces" são, de um lado, os atributos qualitativos da oferta de mão de obra, não se reduzindo somente ao capital humano, e, do outro lado, os factores condicionantes da procura de mão de obra por parte da empresa: o seu desempenho no mercado do produto, as características específicas da sua laboração, a sua cultura e a sua política salarial.

Gerou-se nos últimos anos um consenso na questão da formação salarial: deve-se explorar simetricamente a informação dos dois lados do mercado de trabalho, do lado do trabalhador e do lado da empresa. Este trabalho insere-se nesta linha de consenso, padecendo, no entanto, de uma limitação muito comum a este tipo de estudos: não se analisaram nem os efeitos individuais nem os efeitos específicos da empresa.

Não há dúvidas que o futuro neste campo científico pertence a estes dois tipos de efeitos, que só se conseguem isolar com dados longitudinais, por parte da empresa e do indivíduo. O efeito individual de cada trabalhador inclui a sua qualidade não observada, ultrapassando, desta forma, o conteúdo informativo das variáveis do capital humano. O efeito específico da empresa

permite-nos conhecer a política salarial desenvolvida pela própria empresa alargando, desta maneira, o conhecimento do lado da procura de mão de obra.

Chama-se à atenção para alguns estudos que já apontam nesta direcção como os de Abowd e Kramarz (1997), Abowd et alii (1994) e Cardoso (1997), porém ainda há muito por fazer.



# ANEXO

## A1

Coeficientes da equação de ganho de base do tipo ( $w; x_q, y_r, z_s$ ) em 1992<sup>111</sup>

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística "t"
CONSTANTE	5,95 707	9,05E-03	658,276
EXPM	0,02058	3,94E-04	52,1915
EXPMQ	-3,06E-04	7,07E-06	-43,2549
ANT	5,12E-03	3,94E-04	12,997
ANTQ	-5,86E-05	1,46E-05	-4,00804
PROF 0/1	0,081281	7,14E-03	11,3877
PROF 2	0,186333	0,013578	13,7236
PROF 3	0,075039	3,29E-03	22,8192
PROF 4	0,050447	5,36E-03	9,40464
PROF 5	6,58E-03	5,27E-03	1,24866
PROF 6	0,02334	0,018395	1,26885
PROF A	-0,02044	6,67E-03	-3,06191
PROF B	-0,08104	0,02206	-3,6735
QUAL 1	0,530657	0,014605	36,3335
QUAL 2	0,40505	9,16E-03	44,2004
QUAL 3	0,248328	5,22E-03	47,5889
QUAL 4	0,226432	5,34E-03	42,3913
QUAL 6	-0,0775	2,74E-03	-28,2649
QUAL 7	-0,15418	3,92E-03	-39,3544
QUAL 8	-0,16908	5,90E-03	-28,6351
HABIL 0	-0,0282	4,02E-03	-7,02269
HABIL 6	0,072628	2,73E-03	26,5909
HABIL 9	0,193061	3,84E-03	50,2365
HABIL 12	0,284236	5,16E-03	55,0771
HABIL 15	0,463202	0,012233	37,8642
HABIL 17	0,633327	0,012752	49,6658
DIMENSÃO 4	-0,33297	6,39E-03	-52,1295
DIMENSÃO 9	-0,24608	5,85E-03	-42,0991
DIMENSÃO 19	-0,1882	5,26E-03	-35,7565
DIMENSÃO 49	-0,13004	4,60E-03	-28,2873
DIMENSÃO 99	-0,09102	4,64E-03	-19,6046
DIMENSÃO 199	-0,06631	4,64E-03	-14,2834
DIMENSÃO 499	-0,03591	4,34E-03	-8,27588
DIMENSÃO 999	9,02E-04	4,68E-03	0,192916
PNQUAL1	8,14E-03	4,70E-03	1,73219
PNQUAL2	0,083014	5,52E-03	15,0273
PNQUAL3	-3,49E-03	4,80E-03	-0,726418
PNQUAL4	0,030007	4,89E-03	6,14191
PNQUAL5	-0,01546	4,42E-03	-3,49527
PNQUAL6	-9,14E-03	4,07E-03	-2,24353
PNQUAL7	-5,76E-04	4,33E-03	-0,132942

<sup>111</sup> As variáveis aqui apresentadas estão codificadas conforme os Quadros do capítulo 3. Repare-se que os efeitos sectoriais aqui alistados referem-se aos coeficientes estimados,  $\beta^*$ , e não aos coeficientes normalizados em relação à média da economia,  $\beta^{**}$ , como expostos no Quadro 3.2.2.1. O sector Indústrias têxteis (CAE 32) afigura-se como a referência para os coeficientes estimados.

A1 (Continuação da página anterior)

Coefficientes da equação de ganho de base do tipo (w;x<sub>q</sub>,y<sub>r</sub>,z<sub>s</sub>) em 1992

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística "t"
PNQUAL8	9,36E-03	4,09E-03	2,29082
VENDAS 1	-0,19933	5,34E-03	-37,3085
VENDAS 2	-0,25868	5,14E-03	-50,3447
VENDAS 3	-0,22375	5,09E-03	-43,9258
VENDAS 4	-0,20434	5,07E-03	-40,3086
VENDAS 5	-0,16689	5,16E-03	-32,3199
VENDAS 6	-0,13482	4,96E-03	-27,2061
VENDAS 7	-0,10799	5,02E-03	-21,5297
VENDAS 8	-0,05007	4,98E-03	-10,0563
PODER	2,45E-05	2,13E-06	11,5197
PODERQ	-9,86E-10	2,10E-10	-4,69295
CAE 1	-0,04688	0,018034	-2,5992
CAE 2	0,183109	0,010931	16,751
CAE 5	0,051924	4,64E-03	11,1957
CAE 31	-0,0207	5,74E-03	-3,60753
CAE 33	-0,02657	5,07E-03	-5,23641
CAE 34	0,147991	7,86E-03	18,8256
CAE 35	0,1796	6,33E-03	28,3689
CAE 36	0,206972	5,24E-03	39,4941
CAE 37	0,142054	9,67E-03	14,6907
CAE 38	0,146439	4,12E-03	35,531
CAE 39	0,029621	0,01225	2,41807
CAE 41	0,377447	9,54E-03	39,5645
CAE 61	0,077991	5,49E-03	14,2153
CAE 62	-2,51E-03	5,60E-03	-0,448708
CAE 63	0,01903	6,70E-03	2,84206
CAE 71	0,178669	5,88E-03	30,3886
CAE 72	3,59E-03	0,01047	0,343261
CAE 81	0,414424	7,49E-03	55,3218
CAE 82	0,42473	9,84E-03	43,1795
CAE 83	0,20225	8,15E-03	24,8078
CAE 92	9,52E-03	0,011654	0,817046
CAE 93	0,116995	7,44E-03	15,7305
CAE 94	0,053717	0,01612	3,3324
CAE 95	0,050643	7,47E-03	6,78252
MULHER	-0,14713	2,27E-03	-64,6961
T. PARCIAL	0,105646	5,16E-03	20,4641
DIST Aveiro	-0,10766	3,92E-03	-27,4541
DIST Beja	-0,12758	0,011525	-11,0693
DIST Braga	-0,13536	3,80E-03	-35,577
DIST Bragança	-0,17321	0,023299	-7,43392
DIST C. Branco	-0,15373	6,51E-03	-23,609
DIST Coimbra	-0,13513	6,59E-03	-20,4989
DIST Evora	-0,03705	0,010008	-3,70168
DIST Faro	-3,93E-03	7,39E-03	-0,53164
DIST Guarda	-0,13759	0,010653	-12,9152
DIST Leiria	-0,05112	5,56E-03	-9,19728
DIST Portalegre	-0,0971	0,012516	-7,75855
DIST Porto	-0,11085	2,95E-03	-37,6112
DIST Santarem	-0,09355	5,98E-03	-15,6307

# A1 (Continuação da página anterior)

Coefficientes da equação de ganho de base do tipo (w;x<sub>q</sub>,y<sub>r</sub>,z<sub>s</sub>) em 1992

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística "t"
DIST Setubal	-0,03836	5,43E-03	-7,06772
DIST V. Castelo	-0,14186	8,16E-03	-17,3758
DIST V. Real	-0,16922	0,010578	-15,9965
DIST Viseu	-0,1656	6,83E-03	-24,24
R <sup>2</sup> ajustado	0,690		

## A2

Coefficientes da equação de ganho de base do tipo (w;x<sub>q</sub>,y<sub>r</sub>,z<sub>s</sub>) em 1995<sup>112</sup>

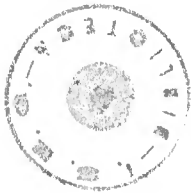
Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística "t"
CONSTANTE	6,12 305	0,010373	590,295
EXPM	0,018696	4,18E-04	44,6931
EXPMQ	-2,53E-04	7,28E-06	-34,8331
ANT	7,88E-03	4,10E-04	19,2401
ANTQ	-1,14E-04	1,36E-05	-8,42401
PROF 1	0,319502	0,016329	19,5661
PROF 2	0,249607	0,0142	17,5775
PROF 3	0,163891	5,89E-03	27,8189
PROF 4	0,07347	4,01E-03	18,3309
PROF 5	-0,02579	4,68E-03	-5,51537
PROF 6	-0,07338	0,015711	-4,67073
PROF 8	-7,07E-03	3,32E-03	-2,12642
PROF 9	-0,02689	4,78E-03	-5,63063
PROF B	0,040219	0,012991	3,09594
PROF A	-0,02181	6,81E-03	-3,20225
QUAL 1	0,341458	0,015242	22,4022
QUAL 2	0,344346	9,85E-03	34,9514
QUAL 3	0,239175	5,97E-03	40,0513
QUAL 4	0,170927	5,81E-03	29,4045
QUAL 6	-0,08284	3,03E-03	-27,3567
QUAL 7	-0,14957	5,34E-03	-28,014
QUAL 8	-0,15643	5,77E-03	-27,128
HABIL 0	-0,05794	5,84E-03	-9,91892
HABIL 6	0,068289	2,73E-03	25,0333
HABIL 9	0,167902	3,89E-03	43,1124
HABIL 12	0,252761	5,04E-03	50,1182
HABIL 15	0,444077	0,012509	35,4996
HABIL 17	0,619251	0,012698	48,7694
DIMENSÃO 4	-0,31715	7,24E-03	-43,8111

<sup>112</sup> As variáveis aqui apresentadas estão codificadas conforme os Quadros do capítulo 3. Realça-se que os efeitos sectoriais aqui alistados referem-se aos coeficientes estimados,  $\beta^*$ , e não aos coeficientes normalizados em relação à média da economia,  $\beta^{**}$ , como expostos no Quadro 3.2.2.2. O sector Indústria têxtil (CAE DB) afigura-se como a referência para os coeficientes estimados.

A2 (Continuação da página anterior)

Coefficientes da equação de ganho de base do tipo (w;x<sub>q</sub>;y<sub>r</sub>;z<sub>s</sub>) em 1995

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística "t"
DIMENSÃO 9	-0,23942	6,36E-03	-37,6217
DIMENSÃO 19	-0,18204	5,85E-03	-31,1364
DIMENSÃO 49	-0,13516	5,42E-03	-24,9267
DIMENSÃO 99	-0,08469	5,38E-03	-15,7398
DIMENSÃO 199	-0,06577	5,20E-03	-12,6586
DIMENSÃO 499	-0,04007	4,87E-03	-8,22573
DIMENSÃO 999	-0,02523	5,39E-03	-4,67863
PNQUAL1	2,20E-04	4,67E-03	0,047021
PNQUAL2	0,097045	6,13E-03	15,836
PNQUAL3	0,024801	4,58E-03	5,4107
PNQUAL4	-0,01339	4,33E-03	-3,09256
PNQUAL5	-0,01174	4,37E-03	-2,69
PNQUAL6	4,89E-04	4,56E-03	0,107227
PNQUAL7	-0,01518	4,73E-03	-3,21114
PNQUAL8	-4,26E-04	5,06E-03	-0,08426
VENDAS 1	-0,21394	7,71E-03	-27,7377
VENDAS 2	-0,24104	5,83E-03	-41,3117
VENDAS 3	-0,24017	5,46E-03	-43,983
VENDAS 4	-0,21521	5,43E-03	-39,6127
VENDAS 5	-0,18984	5,44E-03	-34,9286
VENDAS 6	-0,16568	5,37E-03	-30,8573
VENDAS 7	-0,11619	5,30E-03	-21,9129
VENDAS 8	-0,07254	4,90E-03	-14,81
PODER	2,02E-05	2,29E-06	8,8306
PODERQ	-9,44E-10	2,32E-10	-4,06804
CAE AA+BB	0,100599	0,01436	7,00546
CAE C	0,259488	0,012409	20,9116
CAE DA	0,038664	5,87E-03	6,58665
CAE DC	0,058385	5,25E-03	11,1218
CAE DD	0,089465	7,01E-03	12,7576
CAE DE	0,211167	8,64E-03	24,4539
CAE DF	0,220177	0,027964	7,87362
CAE DG	0,21586	0,010222	21,118
CAE DH	0,16296	0,010018	16,2667
CAE DI	0,24314	6,31E-03	38,5057
CAE DJ	0,165747	5,59E-03	29,6311
CAE DK	0,210088	7,87E-03	26,7117
CAE DL	0,229916	6,79E-03	33,8611
CAE DM	0,261546	8,09E-03	32,3455
CAE DN	0,010288	7,06E-03	1,45768
CAE EE	0,429099	9,84E-03	43,6114
CAE FF	0,099839	4,92E-03	20,3112
CAE 50	0,073136	6,94E-03	10,5319
CAE 51	0,117662	6,15E-03	19,1324
CAE 52	0,061751	6,15E-03	10,0344
CAE HH	0,036758	6,30E-03	5,83328
CAE 60a63	0,26315	6,30E-03	41,782
CAE 64	0,284868	0,010919	26,089
CAE JJ	0,497206	7,94E-03	62,6084



A2 (Continuação da página anterior)

Coeficientes da equação de ganho de base do tipo  $(w; x_q, y_r, z_s)$  em 1995

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística "t"
CAE KK	0,179546	6,95E-03	25,8254
CAE MM	0,313114	0,01411	22,1905
CAE NN	0,158539	9,24E-03	17,1499
CAE OO	0,154466	0,010048	15,373
MULHER	-0,13691	2,47E-03	-55,3982
T. PARCIAL	0,079942	7,07E-03	11,3004
DIST Aveiro	-0,08823	4,45E-03	-19,8134
DIST Beja	-0,10713	0,011952	-8,9632
DIST Braga	-0,12538	4,10E-03	-30,5811
DIST Bragança	-0,18411	0,020753	-8,87176
DIST C. Branco	-0,1312	6,95E-03	-18,8753
DIST Coimbra	-0,13493	5,97E-03	-22,5869
DIST Evora	-0,04476	9,36E-03	-4,77945
DIST Faro	3,08E-03	7,13E-03	0,432459
DIST Guarda	-0,14692	9,44E-03	-15,5664
DIST Leiria	-0,07793	5,76E-03	-13,5193
DIST Portalegre	-0,06806	0,011507	-5,91448
DIST Porto	-0,09719	3,11E-03	-31,2224
DIST Santarem	-0,06206	6,34E-03	-9,78863
DIST Setubal	-0,04079	5,21E-03	-7,83189
DIST V. Castelo	-0,13467	7,51E-03	-17,9432
DIST V. Real	-0,184	0,011146	-16,5073
DIST Viseu	-0,15075	7,95E-03	-18,9525
R <sup>2</sup> ajustado	0,676		

A3

A capacidade explicativa das diferentes especificações

Modelo estimado	1992		1995	
	R <sup>2</sup> ajustado	Erro padrão	R <sup>2</sup> ajustado	Erro padrão
$(w; x_q, y_0, z_0)$	0,511	0,391	0,518	0,403
$(w; x_0, y_r, z_0)$	0,477	0,404	0,446	0,432
$(w; x_0, y_0, z_s)$	0,223	0,493	0,186	0,523
$(w; x_q, y_r, z_0)$	0,670	0,321	0,660	0,338
$(w; x_q, y_0, z_s)$	0,587	0,360	0,577	0,377
$(w; x_0, y_r, z_s)$	0,509	0,392	0,475	0,420
$(w; x_q, y_r, z_s)$	0,690	0,311	0,676	0,330

A4

Ensaio de significância dos coeficientes com a estatística “F”<sup>113</sup>

H <sub>0</sub> = 0	1992	1995
	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	
dimensão da empresa	437,9***	294,1***
peso da mão de obra pouco qualificada na empresa	63,4***	47,5***
vendas por pessoas ao serviço	487,8***	372,5***
poder de mercado	91,2***	55,1***
sector	357,4***	284,0***
localização	157,1***	122,0***

A5

Coefficiente de correlação de Pearson entre o efeito salarial sectorial nas diferentes especificações da equação de ganho em 1992

Especificações	(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	1	0,968	0,923
(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	0,968	1	0,934
(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	0,923	0,934	1

A6

Coefficiente de correlação de Pearson entre o efeito salarial sectorial nas diferentes especificações da equação de ganho em 1995

Especificações	(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )
(w;x <sub>0</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>0</sub> )	1	0,936	0,799
(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>1</sub> ,z <sub>s</sub> )	0,936	1	0,891
(w;x <sub>q</sub> ,y <sub>r</sub> ,z <sub>s</sub> )	0,799	0,891	1

<sup>113</sup> Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

A7

Coeficiente de correlação de Spearman entre o efeito salarial sectorial nas diferentes especificações da equação de ganho em 1992

Especificações	$(w;x_0,y_1,z_0)$	$(w;x_q,y_1,z_s)$	$(w;x_q,y_r,z_s)$
$(w;x_0,y_1,z_0)$	1	0,891	0,785
$(w;x_q,y_1,z_s)$	0,891	1	0,826
$(w;x_q,y_r,z_s)$	0,785	0,826	1

A8

Coeficiente de correlação de Spearman entre o efeito salarial sectorial nas diferentes especificações da equação de ganho em 1995

Especificações	$(w;x_0,y_1,z_0)$	$(w;x_q,y_1,z_s)$	$(w;x_q,y_r,z_s)$
$(w;x_0,y_1,z_0)$	1	0,934	0,902
$(w;x_q,y_1,z_s)$	0,934	1	0,907
$(w;x_q,y_r,z_s)$	0,902	0,907	1

A9

Efeito salarial da variável de interacção entre sectores e classes de profissões em 1992<sup>114</sup>

CNP 1980 e CAE rev 1	0/1	2	3	4	5	7/8/9
2	10,06%	<b>1,06%</b>	14,35%	10,82%	17,53%	24,98%
31	<b>2,35%</b>	43,96%	8,15%	5,03%	<b>4,10%</b>	<b>-0,53%</b>
32	27,64%	38,63%	15,67%	20,90%	3,43%	0% (ref.)
33	<b>-1,51%</b>	10,26%	12,82%	<b>-4,71%</b>	21,34%	-2,93%
34	17,65%	38,50%	29,38%	37,07%	26,10%	17,17%
35	25,13%	49,53%	28,55%	52,39%	39,89%	21,06%
36	21,80%	<b>11,55%</b>	26,56%	38,89%	15,84%	26,84%
37	10,69%	<b>8,84%</b>	15,20%	74,96%	16,62%	20,48%
38	20,45%	52,05%	22,70%	23,64%	5,82%	19,83%
41	35,18%	75,84%	51,48%	39,71%	89,21%	64,78%
5	11,18%	26,04%	22,79%	16,85%	<b>0,73%</b>	8,32%
61	26,40%	44,50%	17,26%	25,40%	16,15%	6,99%
62	29,13%	36,21%	11,30%	1,33%	6,08%	6,62%
63	<b>4,20%</b>	28,65%	11,34%	16,05%	3,38%	9,90%
71	47,34%	31,90%	30,34%	27,07%	54,50%	21,87%
81	61,81%	99,30%	68,75%	36,12%	41,56%	42,43%
82	86,56%	84,17%	68,11%	88,90%	64,13%	55,99%
83	48,18%	74,71%	39,36%	<b>1,42%</b>	18,60%	13,26%
93	23,50%	28,10%	30,87%	-2,78%	17,90%	12,33%
94	39,11%	21,36%	34,78%	<b>1,70%</b>	4,29%	<b>4,78%</b>
95	<b>6,15%</b>	18,22%	15,04%	<b>-0,39%</b>	5,20%	13,90%

<sup>114</sup> Os coeficientes marcados a negrito não são estatisticamente significativos a um nível de significância de 10%. Os restantes coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 10%.



A10

Efeito salarial da variável de interação entre sectores e classes de profissões em 1995<sup>115</sup>

CNP 1994 e CAE rev.2	1	2	3	4	5	7	8	9
AA + BB	28,23%	28,18%	51,06%	17,38%	22,23%	-9,62%	15,30%	14,76%
C	55,59%	54,59%	26,44%	46,36%	37,95%	40,04%	48,17%	14,27%
DA	62,88%	35,84%	38,91%	18,50%	<b>1,83%</b>	3,65%	9,46%	3,54%
DB	73,49%	38,93%	27,48%	13,44%	18,94%	0% (ref.)	<b>1,22%</b>	3,22%
DC	56,95%	9,25%	29,70%	28,29%	<b>3,15%</b>	7,94%	26,87%	8,23%
DD	<b>40,01%</b>	<b>33,93%</b>	36,31%	23,32%	33,18%	13,63%	<b>1,58%</b>	9,36%
DE	63,04%	66,76%	55,43%	37,03%	<b>2,45%</b>	25,98%	28,04%	19,51%
DG	103,84%	31,21%	56,22%	49,40%	49,44%	38,95%	25,89%	23,84%
DH	50,48%	72,16%	29,64%	32,08%	62,90%	24,34%	17,69%	20,30%
DI	46,27%	56,64%	48,70%	32,51%	16,79%	30,27%	36,79%	36,38%
DJ	72,30%	25,33%	35,03%	26,54%	<b>4,74%</b>	24,85%	20,09%	21,21%
DK	45,96%	74,98%	45,38%	28,04%	<b>4,45%</b>	33,05%	18,81%	21,06%
DL	140,79%	61,28%	41,58%	40,75%	<b>3,52%</b>	33,80%	32,73%	<b>9,82%</b>
DM	105,53%	80,74%	47,01%	23,63%	19,78%	39,40%	38,60%	29,34%
DN	<b>16,69%</b>	126,36%	21,72%	17,58%	<b>2,45%</b>	<b>-1,40%</b>	8,93%	8,43%
EE	70,50%	52,31%	61,83%	64,29%	78,43%	78,60%	85,93%	73,67%
FF	39,00%	37,90%	42,10%	25,15%	<b>-3,97%</b>	16,17%	12,62%	8,70%
50	50,02%	53,10%	14,00%	16,70%	6,88%	17,83%	13,98%	<b>0,78%</b>
51	63,86%	64,40%	43,39%	22,58%	7,11%	23,56%	8,20%	7,99%
52	<b>14,88%</b>	27,36%	28,45%	13,42%	9,33%	9,46%	<b>2,26%</b>	<b>2,45%</b>

<sup>115</sup> Os coeficientes marcados a negrito não são estatisticamente significativos a um nível de significância de 10%. Os restantes coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 10%.

A10 (Continuação da página anterior)

Efeito salarial da variável de interacção entre sectores e classes de profissões em 1995

CNP 1994 e CAE rev.2	1	2	3	4	5	7	8	9
HH	24,05%	<b>24,30%</b>	31,27%	15,35%	<b>1,61%</b>	12,19%	13,83%	13,67%
60 a 63	84,93%	56,86%	64,42%	43,25%	50,71%	24,20%	33,49%	34,60%
JJ	144,69%	105,12%	94,54%	82,01%	83,49%	80,68%	145,12%	66,03%
KK	95,14%	55,76%	44,86%	40,81%	17,50%	30,34%	31,34%	13,83%
MM	<b>-15,90%</b>	160,58%	46,17%	35,93%	22,62%	95,01%	<b>-37,16%</b>	30,75%
NN	45,58%	60,49%	34,57%	37,87%	17,60%	15,03%	11,29%	20,68%
OO	71,56%	78,71%	47,03%	33,94%	12,47%	36,92%	<b>10,05%</b>	9,52%

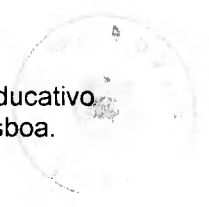
## BIBLIOGRAFIA

- Abowd, J. M. e Kramarz, F (1997): "Internal and external labor markets: an analysis of matched longitudinal employer-employee data", NBER working papers, nº 6109
- Abowd, J. M.; Kramarz, F e Margolis, D. N. (1994): "High wage workers and high wage firms", NBER working papers, nº 4917
- Abraham, K.G. e Farber, H.S.(1987): "Job duration, seniority, and earnings", American Economic Review, nº 77, pp. 278-297.
- Akerlof, G.A.(1984): "Gift Exchange and Efficiency Wage Theory: Four Views", American Economic Review, Papers and Proceedings, nº 74, pp. 79-83.
- Akerlof, G.A. e Yellen, J.L. (1989): "Efficiency Wage Models of the Labor Market, Cambridge University Press.
- Albek, K.; Arai, M.; Asplund, R.; Barth, E. e Strojér-Madsen, E. (1992): "Industry Wage Differentials in the Nordic Countries", in Westegaard-Nielsen, N. (Ed.): "Wage Differentials in the Nordic Countries, Amsterdam, North Holland
- Alderman, H.; Behrman, J.R.; Ross, D.R e Sabot, R. (1996): "The returns to endogenous human capital in Pakistan's rural wage labour market", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 58, nº 1, pp. 27-55.
- Almeida, M. H. (1983): "Diferenciações Salariais entre as Indústrias Transformadoras no Continente – seus Factores Determinantes", Ministério do Trabalho, Coleção Estudos, Série B, nº 2
- Altonji, J.G. e Shakotko, R.A.(1987): "Do Wages Rise with Job Seniority?", Review of Economic Studies, nº 54, pp. 437-459.
- Angrist, J.D. e Krueger, A.B. (1992): "Estimating the Payoff to Schooling Using the Vietnam-Era Draft Lottery", NBER Working Paper, nº 4067
- Arai, M. (1994): "An Empirical Analysis of Wage Dispersion and Efficiency Wages", Scandinavian Journal of Economics, nº 96, pp. 31-50.
- Arai, M.; Ballot, G e Skalli, A. (1996): "Différentiels intersectoriels de salaire et caractéristiques des employeurs en France", Économie et Statistique, nº 299, pp. 37-58.
- Arrow, K. (1973): "Higher education as a filter", Journal of Public Economics, nº 2, pp. 193-216.
- Ashenfelter, O. e Krueger, A.B. (1994): "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins", American Economic Review, Vol. 84, nº 5, pp. 1157-1173.
- Ashenfelter, O. e Zimmerman, D.S. (1993): "Estimates of the Return to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons, and Brothers", NBER Working Paper, nº 4491
- Bartel, A.P. e Borjas, G.S. (1978): "Specific training and its effect on the human capital investment profile", Southern Economic Journal, nº 44, pp. 333-341.

- Bayet, A. (1996): "Carrières continues, carrières incomplètes et salaires", *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- Becker, G.S. (1964): "Human capital: a theoretical and emperical analysis, with special reference to education", New York, Columbia University Press
- Becker, G.S. (1975): "Human Capital: a Theorical and Empirical Analysis", Columbia University Press.
- Bellmann, L. e Kohaut S. (1995): "Determinants of wages in the german service and manufacturing sectors: an empirical analysis based on the IAB establishment panel" *IAB Labour market Research Topics*, n° 15
- Ben-Porath, Y. (1967): "The production of human capital and the life cycle of earnings", *Journal of Political Economy*, n° 75, pp. 352-365.
- Blackburn, M.L. e Neumark, D. (1993): "Omitted Ability Bias and the Increase in the Return to Schooling", *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, n° 3, pp. 521-543.
- Blackburn, M e Neumark, D. (1995): "Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? Another look", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, n° 2, pp. 217-229.
- Bowles, S. (1985): "The production process in a competitive economy: Walrasian, Neo-Hobbesianand Marxian models", *American Economic Review*, n° 75, pp. 16-36.
- Breusch, T. S. e Pagan, A. R. (1979): "A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation", *Econometrica*, n° 47, pp. 1287-1294.
- Brown, C. (1980): "Equalizing differences in the labor market", *Quarterly Journal of Economics*, n° 94, pp 113-134.
- Brown, C. e Medoff, S. (1989): "The Employer Size-Wage Effect", *Journal of Political Economy*, Vol 97, n° 5, pp. 1027-1060.
- Brownstone, D. e Valletta, R. G. (1996): "Modeling earnings measurement error: a multiple imputation approach", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, n° 4, pp. 705-717.
- Brunello, G. e Colussi, A (1998): "The employer size-wage effect: evidence from Italy" *Labour Economics*, Vol. 5, n° 2, pp. 217-230.
- Bulow, J. e Summers, L.H. (1986): "A Theorie of Dual Labour Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination and Keynesian Unemployment", *Journal of Labour Economics*, n°4, pp. 376-414.
- Butcher, K.F. e Case, A. (1994): "The Effect of Sibling Composition on Women's Education and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, n° 3, pp. 531-563.
- Card, D. (1993): "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", *NBER Working Paper*, n° 4483
- Cardoso, A. R. (1997): "Company Wage Policies: Do Employer Wafe Effects Account For The Rise In Labour Market Inequalities?", *Workshop: "The Portuguese Labour Market in an International Perspective"*, Banco de Portugal
- Cohn, E. e Shahina, P. K. (1995): "The wage effects of overschooling revisited", *Labour Economics*, Vol. 2, n° 1, pp. 67-76.

- Dickens, W. T. (1986): "Wages, employment and the threat of collective action by workers", NBER Working Paper, n° 1856
- Dickens, W.T. e Katz, L.F. (1987): "Inter-Industry Wage Differences and Theories of Wage Determination", NBER Working Paper n° 2271, June
- Duncan, G. S. e Stafford, F. P. (1980): "Do union members receive compensating differentials?", American Economic Review, n° 70, pp. 355-371.
- Duncan, K.C. (1996): "Gender differences in the effect of education on the slope of experience-earnings profiles: National Longitudinal Survey of Youth, 1979-1988", American Journal of Economics and Sociology, Vol. 55, n° 4
- Edin, P. A. e Zetterberg, J. (1992): "Interindustry wage differentials: Evidence from Sweden and a comparison with the United States", American Economic Review, Vol.82, n° 5, pp. 1341-1349.
- Felli, L. e Harris, C. (1996): "Learning, wage dynamics, and firm-specific human capital", Journal of Political Economy, Vol. 104, n°4, pp. 838-868.
- Fels, J. e Gundlach, E. (1990): "More Evidence on the Puzzle of Interindustry Wage Differentials: The Case of West Germany", Weltwirtschaftliches Archiv, n° 3, pp. 544-560.
- Fichtenbaum, R. e Gyimah-Brempong, K. (1997): "Racial wage gaps and differences in human capital", Applied Economics, Vol. 29, n° 8
- Funkhouser, E. (1998): "The importance of firm wage differentials in explaining hourly earnings variation in the large-scale sector of Guatemala", Journal of Development Economics, Vol. 55, n° 1, pp. 115-130.
- Gera, S. e Grenier, G. (1994): "Inter-Industry Wage Differentials and Efficiency Wages: some Canadian evidence", Canadian Journal of Economics, n° 27, pp. 81-100.
- Gersovitz, M. (1983): "Savings and Nutrition at Low Incomes", Journal of Political Economy, Vol 91
- Gibbons, R. e Katz, L. (1992): "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?", Review of Economic Studies, n° 59, pp. 515-535.
- Greene, W. H. e Seaks, T. G. (1991): "The restricted least squares estimator: a pedagogical note", Review of Economics and Statistics, n° 73, pp. 563-567.
- Griliches, Z. (1977): "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", Econometrica, Vol. 45, n° 1, pp. 1-22.
- Groshen, E.L. (1986): "Sources of wage dispersion: how much do employers matter?", Ph-D. Dissertation, Harvard University
- Haisken-DeNew, J. P. e Schmidt, C. M. (1997): "Inter-industry and inter-region differentials: mechanics and interpretation", Review of Economics and Statistics, Vol. 79, n° 3, pp. 521-526.
- Hall, B. H.; Cummins, C. e Schnake, R. (1996): "Times series processor, version 4.3, reference manual", TSP International, Palo Alto

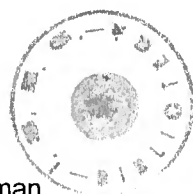
- Hanoch, G. (1967): "An economic analysis of earnings and schooling", *Journal of Human Resources*, nº 2, pp. 310-329.
- Harmon, C. e Walker, I. (1995): "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom", *American Economic Review*, Vol. 85, nº 5, pp. 1278-1286.
- Hartog, J. (1980): "Earnings and capacity requirements", *Review of Economics and Statistics*, nº 62, pp. 230-240.
- Hartog, J.; van Opstal, R. e Teulings, C. (1997): "Inter-Industry Wage Differentials and Tenure Effects in the Netherlands and the US", *De Economist*, nº 145, pp. 91-99.
- Helwege, J. (1992): "Sectoral Shifts and Interindustry Wage Differentials", *Journal of Labour Economics*, nº 10, pp. 55-84.
- Katz, L.F. (1986): "Efficiency Wage Theories, a Partial Evaluation", in Fisher S. (Ed.): "Macroeconomics Annual", NBER, MIT Press.
- Katz, L. e Summers, L. (1989): "Industry Rents: Evidence and Implications", *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, pp. 209-290.
- Kramarz, F.; Lollivier, S. e Pele, L.P. (1995): "Wage inequalities and firm-specific compensation policies in France", *INSEE-CREST, Document de travail*, nº 9518
- Krueger, A. e Summers, L. (1988): "Efficiency wages and the Inter-Industry Wage Structure", *Econometrica*, Vol. 56, nº 2, pp. 259-293
- Lausten, M. (1995): "Inter-Industry Wage Differentials in Denmark? University of Aarhus and School of Business, Center for Labour Market and Social Research, Working Paper, nº 18
- Leonard, J. S. (1989): "Wage structure and dynamics in the electronics industry", *Industrial Relations*, Vol. 28, nº 2, pp. 251-275.
- Lheritier, J.L. (1992): "Les déterminants du salaire", *Économie et Statistique*, nº 257, pp. 9-23.
- Lindbeck, A. e Snower, D.J (1989): "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment", MIT Press, Cambridge
- Lollivier, S. e Payen, J.F. (1990): "L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel". *Économie et Prévision*, nº 92-93, pp. 87-97.
- Lucas, R.E.B. (1977): "Hedonic wage equations and psychic wages in the returns to schooling", *American Economic Review*, nº 64, pp. 549-558.
- Lucifora, C. (1993): "Inter-Industry and Occupational Wage Differentials in Italy", *Applied Economics*, nº 25, pp. 1113-1124.
- Lusiki, I. e Weinblatt, J. (1994): "concentration and the Inter-Industry Wage Structure: The Israeli Manufacturing Sector", *Applied Economics*, nº 26, pp. 121-127.
- Machado, J. A. F. e Mata, J. (1997): "Earnings functions in Portugal 1982-1994: evidence from quantile regressions", *Workshop: "The Portuguese Labour Market in an International Perspective"*, Banco de Portugal
- Machin, S. e Manning, A. (1995): "The structure of wages in what should be a competitive labour market", *Mimeo*, London



- Magalhães, M. e Abecassis, M. (1992): "Análise custo-benefício do sistema educativo português", Gabinete de Estudos e Planeamento do Ministério da Educação, Lisboa.
- Mincer, J. (1974): "Schooling, Experience and Earnings", Columbia University Press.
- Mirlees, J.A. (1975): "A pure theory of underdeveloped economics", in Reynolds, L.G. (Ed.): "Agriculture in Development Theory", Yale University Press
- Moll, P.G. (1993): "Industry Wage Differentials and Efficiency Wages: a dissenting view with South Africa evidence", *Journal of Development Economics*, nº 41, pp. 213-246.
- Morisette, R. (1993): "Canadian Jobs and Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 26, nº1, pp. 159-174.
- Murphy, K. e Topel, R. (1987): "Unemployment, Risk and Earnings: testing for equalizing wage differences in the labour market", in Lang, K. e Leonard, J.S. (Eds.): "Unemployment and the Structure of Labour Markets", Oxford, Basil Blackwell
- Oaxaca, R. (1973): "Male-female wage differential in urban labor markets", *International Economic Review*, Vol. 14, nº 13, pp. 693-709.
- Oi, W. (1983): "Heterogeneous Firms and the Organization of Production", *Economic Inquiry*, Vol. 21, pp. 147-171.
- Perrot, A.; Zylberberg, A. (1989): "Salaire d'efficience et dualisme du marché du travail", *Revue Economique*, Vol 40, nº 1
- Plassard, J.M. e Tahar, G. (1990): "Théorie du salaire d'efficience et disparités non compensatrices: évaluation à partir de l'enquête Fqp", *Économie et Prévision*, nº 92-93, pp. 67-77.
- Psacharopoulos, G. e Layard, P.R.G (1979): "Human capital and earnings: British evidence and a critique", *Review of Economic Studies*, nº 46, pp. 485-503.
- Psacharopoulos, G. (1981): "Returns to education: an updated international comparison", *Comparative Education*, nº 17, pp. 321-341.
- Psacharopoulos, G. (1985): "Returns to Education: A further International Update and Implications", *Journal of Human Resources*, Vol. 20, nº 40, pp. 583-597.
- Rebick, M.E. (1993): "The Persistence of Firm-Size Earning Differentials and Labour market Segmentation in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol 7, nº 2, pp. 132-156.
- Rebitzer, J. B. (1995): "Is there a trade-off between supervision and wages? An empirical test of efficiency wage theory", *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 28, nº 1, pp. 107-129.
- Ribeiro, A.L. e Magalhães Hill, M. (1996): "Insuficiências do modelo de capital humano na explicação das diferenças salariais entre géneros: Um estudo de caso", *Dinâmia*, nº 96/5
- Ribich, T.I. e Murphy, J.L. (1975): "The economic returns to increased educational spending", *Journal of Human Resources*, nº 10, pp. 139-154.
- Rodgers, G.B. (1975): "Nutritionally-Based Wage Determination in the Low Income Labour Market", *Oxford Economic Papers*, Vol. 27, nº 1, pp. 61-81.

- Rosen, S. (1986): "The theory of equalizing differences", in Ashenfelter, O. e Layard, R. (Eds.): "Handbook of Labor Economics", New York, Elsevier Science
- Romer, D. (1996): "Advanced Macroeconomics", McGraw-Hill
- Salop, S. (1979): "A model of the natural rate of unemployment", American Economic Review, nº 69, pp. 117-125.
- Schaffner, J. A (1998): "Premiums to employment in larger establishments; evidence from Peru", Journal of Development Economics, Vol. 55, nº 1, pp. 81-113.
- Schultz, T. W. (1961): "Investment in human capital", American Economic Review, Vol. 51, pp. 1-17.
- Shamsuddin, A F. M. (1996): "The effect of unionization on the gender earnings gap in Canada: 1971-1981", Applied Economics, Vol. 28, pp. 1405-1413.
- Shapiro, C. e Stiglitz, J.E. (1984): "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device" American Economic Review, nº 74, pp. 433-444.
- Siebert, W. S. (1985): "Developments in the economics of human capital", in Carline, D. et alii (Eds.): "Labour Economics", New York
- Simões, J. (1993): "O Capital Humano dos Trabalhadores e os Argumentos de Salário de Eficiência: A Explicação da Dispersão Salarial na Indústria Transformadora Portuguesa", Tese de Mestrado da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, Coimbra
- Simonnet, V. (1996): "Mobilité professionnelle et salaire: des différences entre hommes et femmes", Économie et Statistique, nº 299, pp. 59-72.
- Solow, R.M. (1957): "Technical change and the aggregate production function", Review of Economics and Statistics, nº 39
- Solow, R. (1979): "Another possible Source of Wage Stickiness", Journal of Macroeconomics, nº1, pp. 89-92.
- Spence, M.A (1974): "Market signalling: Informational transfer in hiring and related screening processes", Cambridge, Harvard University Press
- Stiglitz, J.E. (1976a): "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in L.D.C.s", Oxford Economic Papers, Vol 28, nº2, pp. 185-207.
- Stiglitz, J. E. (1976b): "Prices and queues as screening devices in competitive markets" IMSS Technical Report, nº 212
- Stiglitz, J.E. (1982): "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment, the Efficiency Wage Model" in Gersovitz et alii (Ed.): "The Theorie and Experience of Economic Development", London, Allen-Unwin
- Stiglitz, J.E (1987): "The Causes and Consequences of Dependence of Quality on Price", Journal of Economic Literature, nº 25, pp. 1-48.
- Stiglitz, J.E. (1992): "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in L.D.C.s: the Labour Turnover Model" in Deepak, L.(Ed.): "Development Economics", Vol. I, Cambridge





- Taubman, P. (1975): "Sources of Inequality in Earnings", Amsterdam, North-Holland
- Taubman, P. (1976): "Earnings, education, genetics and environment", *Journal of Human Resources*, nº 10, pp. 447-461.
- Thaler, R.H. (1989): "Anomalies: Interindustry Wage Differentials", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.3, nº 2, pp. 181-193.
- Topel, R. (1991): "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority", *Journal of Political Economy*, nº 99, pp. 145-176.
- Vaimiomäki, J. e Laaksonen, S. (1995): "Inter-Industry Wage Differentials in Finland: evidence from longitudinal census data for 1975-85", *Labour Economics: An International Journal*, nº 2, pp. 161-173.
- Velenchik, A. D. (1997): "Government intervention, efficiency wages, and the employer size wage effect in Zimbabwe", *Journal of Development Economics*, Vol. 53, nº 2, pp. 305-338.
- Vieira, J. (1992): "Diferenças salariais e afectação no mercado de trabalho – Uma aplicação nos Açores", Tese de Mestrado em Economia, UNL-FE.
- Vieira, J.; Hartog, J; e Pereira (1997): "Inter-Industry Wage Dispersion: Evidence From Portugal And Other OECD and/or EU Countries", Workshop " The Portuguese Labour Market in an International Perspective", Banco de Portugal
- Weiss, A.(1980): "Job Queues and Layoffs in Labor Market with Flexible Wages", *Journal of Political Economy*, nº 88, pp. 526-538.
- White, H. (1980): " A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, nº 48, pp. 817-838.
- Willis, R. J. (1986): " Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions", in Ashenfelter O. e Layard R. (Ed.): "Handbook of Labor Economics", Vol.I, Elsevier Science
- Yellen, J. L. (1984): "Efficiency-Wage Models of Unemployment", *American Economic Review*, 74, pp. 200-205.

